



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

보건학 박사학위 논문

노인장기요양보험 도입이
노인환자의 장기요양서비스 및
의료서비스 이용에 미친 영향

**The effects of long-term care insurance on
the utilization of medical and long-term
care services by older people**

2020년 2월

서울대학교 보건대학원
보건학과 보건정책관리학 전공

조 윤 민

노인장기요양보험 도입이 노인환자의 장기요양서비스 및 의료서비스 이용에 미친 영향

지도교수 권 순 만
이 논문을 보건학 박사학위 논문으로 제출함

2019년 12월

서울대학교 보건대학원
보건학과 보건정책관리학 전공
조 윤 민

조윤민의 박사학위 논문을 인준함
2020년 1월

위 원 장 _____ 이 태 진 (인)

부 위 원 장 _____ 김 홍 수 (인)

위 원 _____ 김 선 영 (인)

위 원 _____ 배 은 영 (인)

위 원 _____ 권 순 만 (인)

국문초록

우리나라는 급격한 출산율 감소와 기대여명의 증가로 전례 없는 인구 노령화가 진행 중이다. 노령화로 인한 사회적 문제가 우려되는 가운데, 장애 및 노인성 질환으로 인해 심신 기능이 저하된 노인들에게 일상생활을 돕는 목적으로 2008년 7월 노인장기요양보험이 도입되었다. 특히, 돌봄이 필요한 노인에게 적절한 장기요양 서비스를 제공하여 건강상태 호전/기능상태 개선을 이루어 건강한 노후를 살게 하는 것이 노인장기요양보험의 주요 취지라고 할 수 있다. 또한, 의료적 요구가 없는 노인이 부양자가 없으므로 또는 가족에게 부담을 지우지 않기 위해 의료기관에 장기간 머무는 사회적 입원이 문제가 되었는데, 노인장기요양보험 도입으로 이러한 의료이용 행태가 줄어들고 장기입원으로 발생하는 의료자원 낭비를 해결할 수 있을 것으로 기대되었다. 하지만, 노인장기요양보험이 도입된 이후에도 병원(특히, 요양병원) 내 입원 환자 수는 지속해서 증가하는 경향을 보이며 병원에서 장기요양 요구를 충족하고 있던 입원 환자의 서비스 요구가 장기요양서비스로 흡수되었는지 의문을 남긴 상황이다.

이에 본 연구는 실증분석을 통해 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료서비스 이용 양상에 미친 영향을 파악하고자 하였으며 특히, 노인의 의료서비스 이용 중에서 비효율적 의료자원 사용이라고 할 수 있는 장기입원 이용에 미친 영향을 평가하였다. 또한, 노인장기요양보험 도입이 요양병원 내 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향을 파악하고, 요양병원의 장기입원을 줄이기 위해 시행되고 있는 재원일수에 따른 입원료 수가감산제의 영향을 확인하였다.

본 연구는 국민건강보험공단 건강보험 및 노인장기요양보험 청구자료

를 자료원으로 활용하여 연구를 시행하였다. 첫 번째 분석은 장기요양보험도입이 의료서비스 이용에 미친 영향을 평가하는 분석으로 일반화 이중차이모형(Generalized difference-in-difference)을 활용하여 정책효과를 평가하였다. 종속변수인 의료서비스 이용은 대상자 노인의 관찰 기간 중 일어난 모든 의료서비스를 포함하며, 세부분석으로 외래서비스와 입원서비스를 구분하여 분석을 시행하였다. 추가로 입원서비스 이용의 경우, 재원일수 181일 이상 입원을 장기입원으로 조작적 정의하고 노인장기요양보험이 노인의 장기입원에 미친 영향이 있는지 파악하였다. 두 번째 분석은 장기요양보험도입이 요양병원에 입원해 있던 환자의 장기요양시설 이용에 미친 효과를 파악하였으며, 이와 함께 재원일수에 따른 입원료 수가감산제의 조절 효과를 확인하기 위해 교호작용항을 포함한 분석을 시행하였다.

분석 결과, 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료서비스 이용 여부에 미친 영향은 없었던 반면 의료서비스 이용자의 의료비지출 규모는 약 9.4% 감소시킨 것으로 나타났다. 의료서비스 이용을 외래서비스와 입원서비스로 구분하여 분석한 결과는 다음과 같다. 우선, 외래서비스의 경우에는 정책 도입이 외래서비스 이용 여부와 외래방문 횟수에 미친 영향은 없었으나 외래방문 당 평균 지출 감소(3.0%)에는 영향을 미친 것으로 나타났다. 입원서비스의 경우에는 장기요양보험 도입으로 인해 입원 이용 확률이 2.7% 감소하였고 재원 일수, 입원비 지출도 각각 15.6%, 9.5% 감소하였다. 노인장기요양보험 도입이 장기입원(재원일수 181일 이상) 이용에 미친 영향을 살펴본 결과, 장기요양보험 도입 효과로 장기입원 이용확률이 1.6% 감소한 것으로 나타났다. 요양병원 내에서 일어난 장기입원으로 한정하여 분석한 결과, 노인장기요양보험 도입으로 인한 요양병원 내 장기입원 이용확률이 1.4% 감소하였다. 노인장기요양보험 도입이 장기입원

이용에 미친 영향이 본인부담액상한 초과 여부에 따라 다르게 나타나는지 확인하기 위해 하위그룹 분석을 시행한 결과, 본인부담액상한을 초과하지 않은 군에서는 장기입원 감소 효과를 확인할 수 있었지만($p\text{-value}<0.05$), 본인부담액상한을 초과한 군에서는 노인장기요양보험 도입 효과가 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 않았다.

두 번째 분석으로 노인장기요양보험 도입이 요양병원 내 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향을 살펴본 결과, 정책수혜군의 장기요양시설 이용확률이 비교군보다 19.9% 더 높은 것으로 나타났다. 한편, 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 있어 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제가 미친 영향을 살펴본 분석 결과에 따르면 입원료 5% 감산(재원일수 181~360일)이 정책수혜군의 장기요양시설 이용에 미치는 영향은 없었던 반면 10% 감산(재원일수 361일 이상)은 장기요양시설 이용을 양의 방향으로 조절하는 것으로 나타났다. 마지막으로, 이러한 입원료 수가 감산제가 장기요양시설 이용에 미치는 영향이 요양병원의 병상가동률에 따라 다르게 나타나는지 확인하기 위해 병상가동률 80% 미만인 요양병원 입원 환자와 병상가동률 80% 이상인 요양병원 입원 환자로 구분하여 하위그룹 분석을 시행하였다. 하위그룹 분석결과, 병상가동률 80% 이상인 요양병원 내 입원 환자를 대상으로 한 분석에서는 기본분석과 동일하게 입원료의 10%를 감산하는 것이 장기요양시설 이용을 양의 방향으로 조절하는 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 반면, 병상가동률이 80% 미만인 병원의 입원환자를 대상으로 한 분석에서는 재원 일수에 따른 입원료 감산제가 가지는 효과를 확인할 수 없었다.

요약하면, 우리나라의 노인장기요양보험 도입으로 장기요양서비스 이용은 증가하고 의료서비스에서는 입원서비스 이용이 두드러지게 감소한

것을 확인할 수 있었다. 특히, 노인장기요양보험 도입으로 입원서비스 이용 중 181일 이상 장기입원 이용이 감소한 것을 확인할 수 있었는데, 이로 미루어 볼 때 사회적 입원으로 간주되었던 장기입원의 일부가 장기요양시설 이용으로 대체된 것으로 파악된다. 반면, 이러한 장기입원 감소 효과는 본인부담액 상한을 초과한 군에서는 나타나지 않아, 본인부담액상한제가 장기입원 환자의 입원서비스 이용을 지속하게 하는 요인임을 짐작하게 하였다. 공급자 불이익을 유도하여 요양병원 내 장기입원을 방지하기 위해 시행되고 있는 재원일수에 따른 입원료 수가감산제는 제한적인 효과만을 확인할 수 있었다. 181일~360일 재원 환자에게 적용되는 입원료 5% 감산은 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 영향이 없었던 반면에 입원료의 10%를 감산할 시 장기요양시설 이용을 증가시키는 방향으로 영향이 있는 것으로 나타났다.

결론적으로 우리나라의 노인 돌봄 체계를 위해 의료서비스와 장기요양서비스 간 연계 체계를 제고 하고 장기입원을 줄이기 위해서는 장기입원을 부추길 수 있는 본인부담액상한제에 대한 변화가 필요하다. 또한, 장기입원을 방지하고자 시행되고 있는 입원일수에 따른 입원료 수가 감산제의 효과가 미비하므로 실효성이 있는 수준까지 감산 수준을 강화하는 것이 필요해 보인다.

주요어 : 노인장기요양보험, 장기입원, 요양병원

학 번 : 2015-31288

목 차

I. 서론	1
1. 배경	1
2. 연구목적 및 연구내용	5
II. 이론적 고찰 및 국내외 선행연구	7
1. 이론적 고찰	7
1.1 장기요양서비스 및 장기요양서비스 수요	7
1.2 장기요양서비스 이용 관련 요인	8
1.3 공적 체계를 통한 장기요양서비스 제공	11
2. 제도적 배경	13
2.1 우리나라의 노인장기요양보험 도입 및 운영 현황	14
2.2 장기요양보험 도입 이후 제기되는 문제점: 장기요양시설과 요양병원 간 역할 정립 문제	16
2.3 국내외 장기입원에 대한 논의	20
3. 국내외 선행연구	25
3.1 국내 연구	25
3.2 국외 연구	29
III. 연구방법	32
1. 연구의 개념적 틀	32
1.1 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료서비스 이용에 미친 영향	32
1.2 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설	

이용에 미친 영향	33
2. 자료원	36
3. 분석방법	36
3.1 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료서비스 이용에 미친 영향	36
3.2 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향	41
3.3 분석에 활용된 통제변수	43
IV. 연구결과	46
1. 연구대상자 선정 결과	46
2. 장기요양보험도입이 의료서비스 이용에 미친 영향	48
2.1 기술통계	48
2.2 노인장기요양보험이 의료서비스 이용에 미친 영향	56
2.3 강건성 검증	68
3. 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향	78
3.1 기술통계	78
3.2 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향	80
V. 고찰 및 결론	84
1. 연구결과에 대한 고찰	84
1.1 노인장기요양보험 도입이 노인 의료서비스 이용에 미친 영향	84
1.2 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향	88
2. 정책적 함의 및 제언	90
3. 연구 의의와 제한점	93

〈표 차례〉

표 1 — 노인장기요양보험 인정등급 기준 변화	15
표 2 — 납부보험료 수준별 본인부담액상한 적용액 변화	20
표 3 — 선행연구 내 장기입원 정의 및 기준	23
표 4 — 변수 설명: 의료이용에 미친 영향(3등급 대상)	39
표 5 — 변수 설명: 장기입원에 미친 영향(2등급 대상)	41
표 6 — 통제변수	45
표 7 — 기본 특성	49
표 8 — 의료서비스 및 장기요양서비스 이용: 3등급 대상자	51
표 9 — 의료서비스 및 장기요양서비스 이용: 2등급 대상자	54
표 10 — 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	57
표 11 — 노인장기요양보험 도입이 외래서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	59
표 13 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	61
표 14 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 2등급 대상자	63
표 15 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원서비스 이용에 미친 영향: 2등급 대상자	64
표 16 — 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미친 영향: 2등급 대상자	66
표 17 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 내 장기입원에 미친 영향: 2등급 대상자	67
표 18 — 3등급 구간 강건성 검증: 의료서비스 이용	73
표 19 — 2등급 구간 강건성 검증: 장기입원	75
표 20 — 장기요양인정 대상자 확대가 의료서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	77
표 21 — 기본 특성	79
표 22 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에	

미친 영향	81
표 23 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 병원 병상가동률에 따른 하위그룹분석	83
표 A1 — 장기요양인정점수 미달자의 등급 판정 관련 요인	107
표 B2 — 비교군(54점, 52점, 50점) 변경 후 정책효과 비교 :3등급 대상자의 의료서비스 이용	110
표 B3 — 비교군 변경 후 정책효과 비교: 2등급 대상자의 장기입원 이용	111
표 B4 — 비교군 변경 후 정책효과 비교: 2등급 대상자의 요양병원 내 장기 입원 이용	112
표 C1 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 하위그룹분석(중증환자군 vs. 경증환자군)	113
표 C2 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 중증 입원 환자군(의료최고도, 고도, 중도, 행위별수가)의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 병원 병상가동률에 따른 하위그룹분석	114
표 C3 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 경증 입원 환자군(문제행동, 인지장애, 경도, 신체기능저하군)의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 병원 병상가동률에 따른 하위그룹분석	115
표 D1 — 노인장기요양보험 도입이 전체 의료서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	116
표 D2 — 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용자의 의료비지출에 미친 영향: 3등급 대상자	117
표 D3 — 노인장기요양보험 도입이 의료비지출에 미친 영향: 3등급 대상자	118
표 D4 — 노인장기요양보험 도입이 외래서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	119
표 D5 — 노인장기요양보험 도입이 외래서비스 방문 횟수에 미친 영향: 3등급 대상자	120
표 D6 — 노인장기요양보험 도입이 1인당 외래서비스 평균 지출에 미친 영향	121
표 D7 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자	122

표 D8 — 노인장기요양보험 도입이 재원일수에 미친 영향: 3등급 대상자	123
표 D9 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 지출에 미친 영향: 3등급 대상자	124
표 D10 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 2등급 대상자	125
표 D11 — 노인장기요양보험 도입이 재원일수에 미친 영향: 2등급 대상자 ...	126
표 D12 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 지출에 미친 영향: 2등급 대상자	127
표 D13 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 이용에 미친 영향: 2등급 대상자	128
표 D14 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 재원일수에 미친 영향: 2등급 대상자	129
표 D15 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 지출에 미친 영향: 2등급 대상자	130
표 D16 — 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 1	131
표 D17 — 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 2	132
표 D18 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 1	133
표 D19 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 2	134
표 D20 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향	135
표 D21 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향: 하위그룹 분석 - 병상가동률 80% 미만	136
표 D22 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향: 하위그룹 분석 - 병상가동률 80% 이상	137
표 E1 — 장기요양서비스가 의료서비스 이용에 미치는 영향을 살펴본 국내외 선행연구	138

〈그림 차례〉

그림 1 — 장기요양서비스 이용 관련 요인	9
그림 2 — 개념적 틀: 노인장기요양보험 도입이 노인 의료이용에 미친 영향	33
그림 3 — 개념적 틀: 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기 요양시설 이용에 미친 영향	35
그림 4 — 연구대상자 선정도	47
그림 5 — 정책수혜군 및 비교군의 의료서비스 이용 경향	70
그림 6 — 정책수혜군 및 비교군의 입원서비스 이용 경향	71
그림 7 — 강건성 검증을 위한 대상자 선정: 3등급	72
그림 8 — 강건성 검증을 위한 대상자 선정: 2등급	74

I. 서론

1. 배경

우리나라는 급격한 출산율 감소와 기대여명의 증가로 전례 없는 인구 노령화가 진행 중이다. 노령화로 인한 사회적 문제가 우려되는 가운데 우리나라에서 시행된 노인 관련 주요 정책시도는 2008년 7월에 도입된 노인 장기요양보험 도입이라고 할 수 있다. 이 제도는 장애 및 노인성 질환으로 인해 심신 기능이 저하된 노인들을 대상으로 재가 및 시설 서비스를 통해 일상생활을 돕는 목적으로 시행되었으며, 궁극적으로 돌봄이 필요한 노인에 대한 적절한 서비스를 제공하여 건강상태 호전/기능상태 개선을 이루어 건강한 노후를 살게 하는 것이 노인장기요양보험의 주요 취지이다.

또한, 우리나라에서 의료적 요구가 없는 노인이 부양자가 없으므로 또는 가족에게 부담을 지우지 않기 위해 의료기관에 입원하는 사회적 입원이 문제가 되었는데, 노인장기요양보험 도입으로 사회적 입원과 같은 의료이용이 줄어들고 이로 인해 발생하는 의료자원 낭비를 해결할 수 있을 것으로 기대되었다. 하지만, 노인장기요양보험의 도입으로 노인성 질환 환자의 서비스 수요가 노인장기요양보험 시설 및 재가 서비스 등으로 상당히 흡수되었음에도 병원(특히 요양병원)에 입원하는 환자 수는 지속해서 증가하며(김진수 외, 2013), 노인장기요양보험 도입이 실제로 노인의 사회적 입원 감소에 영향을 미쳤는지에 대해서 추가적 연구가 필요한 상황이다.

우리나라에 장기요양보험이 도입된 이후에도 노인의 병원 내 장기입원 또는 사회적 입원이 지속되는 원인으로 요양병원과 요양시설의 환자 유치

경쟁이 지적되고 있다. 최근 10년간 노인장기요양보험 도입으로 장기요양 시설이 급격하게 증가함과 동시에 요양병원의 병상증가율 역시 가파르게 높아지면서 환자 또는 시설 입소자를 유치하기 위한 경쟁이 심화되고 있는 상황이다(노용균 et al., 2010; 전보영, 김홍수, & 권순만, 2016). 이로 인해 장기요양 요구와 의료서비스 요구를 모두 가지고 있는 노인에게 상호보완적인 통합적 보건의료서비스가 제공되기보다, 다른 목적의 서비스를 제공하는 두 기관이 노인환자를 두고 경쟁하게 되면서 노인에게 필요한 적절한 서비스가 제공되지 못하는 문제가 발생하고 있다(노용균 et al., 2010).

더불어, 이러한 문제는 요양병원을 대상으로 하는 지불체계, 본인부담액상한제 등과 맞물려 노인장기요양서비스와 의료서비스 간 연계를 저해하는 요인으로 작용하고 있다. 본인부담액상한제는 보장성 강화 정책의 일환으로 개인의 재난적 의료비지출을 막고자 시행된 제도이지만, 일당 정액수가 적용되는 요양병원에서는 일정 기간 입원 후에 상한액 기준이 초과된다는 점 때문에 일부 불필요한 장기입원을 부추기는 결과를 낳고 있다(황도경 외, 2016). 이러한 요양병원 내 장기입원을 막고자 181일, 361일 이상 입원한 환자의 입원료 수가(각각 5%, 10%)를 감산하는 입원료 수가 감산제가 시행되고 있으나, 병원이 받는 불이익은 미미한 수준으로 그 실효성이 지속해서 의심되고 있다(이정택, 2017).

일반적으로 병원 입원이 장기요양서비스보다 더 큰 비용을 야기하므로 의료서비스에 대한 요구가 없는 상태에서 병원에 장기적으로 입원하는 것은 의료자원의 낭비를 의미한다. 반대로 장기요양시설에 거주하고 있으면서 의료서비스가 필요한 상황에 제대로 된 처치를 받지 못하는 것은 미충족 의료요구를 유발해 입소 노인의 건강에 악영향을 미치는 결과를 가져

을 것이다. 이상적으로는 의료서비스 요구가 있는 노인들이 필요에 따라 의료서비스를 받고, 필요한 의료요구가 충족된 후에는 장기요양서비스를 통해 돌봄서비스를 받을 수 있는 통합적인 관리가 이루어져야 하지만 장기요양보험 도입 이후에도 양 서비스의 역할이 혼재되어 나타나는 문제점이 꾸준히 제기되고 있다.

한편, 2008년 노인장기요양보험 도입 이후 의료서비스 이용 변화를 파악한 국내 선행연구들에 따르면, 제도 도입으로 의료서비스 이용이 감소한 것으로 평가하고 있어(이호용 & 문용필, 2015; Hyun, K., Kang, S., & Lee, S., 2014; Kim, H., & Lim, W., 2014; 김명화, 권순만, & 김홍수, 2013; 한남경, 정우진, 김노을, 임승지, & 박종연, 2013) 노인의 의료서비스 이용 측면에서 소기의 목적이 달성된 것으로 보고 있다. 한편, 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용에 미친 영향을 평가하기 위한 다양한 시도와 달리 장기요양보험 도입이 병원 내 장기입원 이용에 미친 영향을 평가한 연구는 매우 제한적이다. 우리나라의 노인 보건을 둘러싼 다양한 문제 중 병원 내 장기입원 환자에게 가지는 관심의 정도가 매우 크고 장기요양서비스로 불필요한 장기입원 환자를 흡수하기 위한 정책적 논의(김진수 외, 2013; 송현중, 2012; 정설희 외, 2012)가 활발히 이루어진 사실을 고려했을 때, 노인장기요양보험 도입이 병원 장기입원에 미친 영향에 관한 실증 연구의 필요성이 제기된다. 또한, 기존 선행연구에서는 장기요양서비스와 의료서비스 간 연계와 밀접히 관련된 주요 정책(본인부담액상한제, 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제)에 대해서 현황을 기술하고 문제점을 제시하는 수준에 그치고 있는데, 이러한 정책이 노인의 장기입원에 미치는 영향에 대한 구체적 논의 또한 필요한 상황이다.

이에 본 연구는 노인장기요양보험이 비효율적 의료자원 사용이라고 할

수 있는 장기입원 이용에 미친 영향을 평가하고자 하며, 더불어 노인장기
요양서비스와 의료서비스 간 연계성 부재의 원인을 정책적 요인과 공급자
특성을 중심으로 고찰하고 이를 바탕으로 정책 개선점을 도출하고자 한
다.

2. 연구목적 및 연구내용

본 연구의 목적은 2008년 7월에 도입된 노인장기요양보험 도입이 노인
의 장기요양서비스 이용 및 의료서비스 이용에 미친 영향을 파악하고, 이
와 관련된 정책 및 공급자 영향을 실증자료에 기반하여 평가하는 것이다.

구체적인 연구목적 및 연구내용은 다음과 같다.

첫째, 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용(전체, 외래, 입원)에
미친 영향을 살펴보고자 한다. 특히, 입원서비스 이용 중 재원일수 181일
이상 입원 이용을 장기입원으로 정의하여 노인장기요양보험 이후에 장기
입원 이용이 감소하였는지 평가할 것이다. 이와 함께, 노인장기요양보험
도입이 사회적 입원의 감소에 미친 영향과 밀접한 관련이 있을 것으로 판
단되는 본인부담액상한제의 영향을 확인해보고자 한다. 개인의 과도한 의
료비 부담을 완화하기 위한 목적으로 시행된 본인부담액상한제는 환자가
장기요양시설을 선택하는 중요한 요인 중 하나인 경제적 유인을 감소시키
며 사회적 입원을 부추기는 결과를 가져온 것으로 보인다. 이에 본인부담
상한액을 초과한 노인환자에게서 장기입원 감소 효과가 작게 나타나는지
확인하고자 한다.

둘째, 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 환자의 장기요양시설
이용에 미친 영향을 살펴보고자 한다. 또한, 재원 일수에 따른 입원료 감
산제와 공급자 특성이 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 미치는
영향을 함께 파악하고자 한다. 노인장기요양보험이 도입된 이후에도 요양
병원과 장기요양시설 간 역할 정립이 원활히 이루어지지 않으며 시설과
요양병원 간에 환자를 두고 나타나는 경쟁 관계로 비롯된 부작용이 사회
적 문제가 되고 있다. 이러한 문제점을 우려하여 장기입원환자 관리를 위

해 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제(환자의 재원 일수가 180일, 360일을 초과하는 경우 입원료 수가에서 각각 5%, 10%를 감산)를 운영하고 있는데, 해당 정책이 요양병원 내 장기입원 환자의 요양시설 이용에 영향을 미쳤는지 확인할 것이다. 마지막으로 병원(공급자)의 입장에서 수가가 감산 되는 환자라 하더라도 병원 내 병상가동률에 따라 환자를 퇴원시킬 유인이 달라질 가능성이 있는데, 요양병원의 병상가동률에 따라 재원일수 180일 초과 입원에 적용되고 있는 입원료 감산 효과가 다르게 나타나는지 확인하고자 한다.

II. 이론적 고찰 및 국내외 선행연구

1. 이론적 고찰

1.1 장기요양서비스 및 장기요양서비스 수요

장기요양서비스는 오랜 시간에 걸쳐 생활 전반적인 측면에서 지원이 필요한 사람들에게 제공되는 돌봄서비스로서, 일반적으로 목욕, 옷 갈아입기, 눕기 및 일어서기 등과 같은 일상생활 수행을 돕는 것을 의미한다(Colombo et al., 2011). 장기요양서비스는 서비스 제공자에 따라서 가족 및 친척, 친구 등으로부터 서비스가 제공될 경우 비공식 돌봄으로 정의되며, 전문 요양보호사, 간호사, 사회복지사, 전문요양시설 등에 의한 서비스는 공식 돌봄으로 정의된다(WHO, 2002). 다시 공식 돌봄은 서비스의 종류에 따라서 시설 서비스(institutional care), 재가 서비스(in-home care), 복지용구(휠체어, 워커 등) 지원으로 구성된다(WHO, 2002).

장기요양서비스에 대한 요구는 스스로 독립적인 생활이 불가능하게 만드는 쇠약(frailty)과 장애(disability)의 결과로 나타난다(Balia & Brau, 2014). 장애는 일반적으로 Katz (1983)에 의해 처음 제시된 일상생활수행능력(ADL: Activities of Daily Living)과 도구적 생활수행능력(IADL: Instrumental Activities of Daily Living) 정도에 대한 개인의 인식을 묻는 설문조사를 통해 측정된다.

인구 노령화는 장기요양 서비스 수요를 증가시킬 것으로 예상하는데, 이는 장기요양 요구를 의미하는 장애 위험이 연령과 높은 양의 상관관계를 가지기 때문이다(OECD, 2011). 특히, 장기요양서비스의 경우 의료서비스와 달리 사망근접도(time-to-death)를 고려하더라도 여전히 연령이 장기

요양서비스 이용과 지출에 영향을 미치는 것으로 밝혀져, 노령화로 인한 장기요양서비스 수요는 증가할 것으로 예상되고 있다(Häcker, & Hackmann, 2012; de Meijer et al., 2011; Weaver et al., 2009; Werblow, Felder, and Zweifel, 2007; Yang, Norton, and Stearns, 2003). 한편, 예측되는 노인장기요양 수요 증가에 비해 출산률 감소, 여성의 노동참여 증가는 노인장기요양서비스 공급의 상당한 부분을 차지하고 있는 비공식 돌봄의 공급 감소를 야기하고 있어 대체관계에 있는 공식돌봄에 대한 수요가 커질 것으로 예상되고 있는 상황이다(Siciliani, 2014).

1.2 장기요양서비스 이용 관련 요인

보건의료분야에서 의료서비스 이용 관련 요인을 설명하는 대표적인 이론으로 Andersen 의료이용 모형이 있으며(Andersen, 1995), 장기요양서비스 이용 관련요인을 파악하기 위한 다양한 선행연구에서도 Andersen 의료이용 모형을 적용하여 장기요양서비스 이용과 관련된 특성을 설명하고 있다(Steinbeisser et al., 2018; Slobbe et al., 2017; Wu et al., 2014, Bradley et al., 2002). Andersen의 의료이용 모형을 바탕으로 선행연구에서 파악된 장기요양서비스 이용 관련 요인은 그림 1과 같다.

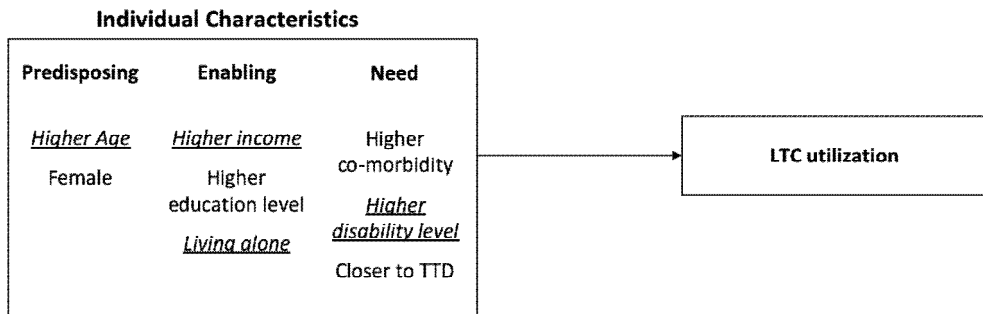


그림 1 — 장기요양서비스 이용 관련 요인

Italic & underscore: Related factor of increases in both LTC utilization and formal LTC services utilization(vs. informal services)

출처: 장기요양서비스 이용 관련 요인 선행연구(Steinbeisser et al., 2018; Slobbe et al., 2017; Wu et al., 2014; De Meijer et al., 2011; Wong et al., 2010; Comas-Herrera et al., 2007; Werblow et al., 2007; Yang et al., 2003; Bradley et al., 2002; Katz, Kabeto, & Langa, 2000)와 Adersen의 의료이용 모형(Andersen, 1995)을 바탕으로 재구성

장기요양서비스 이용과 관련된 선행요인으로는 성별, 연령, 교육 수준 등이 있다. 남성보다는 여성에서, 연령이 높을수록 장기요양서비스 이용이 많았으며, 이는 고령 노인과 여성의 돌봄 요구가 높아 나타난 결과이다(Wong et al., 2010; De Meijer et al., 2011; Steinbeisser et al., 2018; Wu et al., 2014). 또한, 높은 교육 수준은 장기요양서비스 이용 증가와 관련이 있다(Wu et al., 2014; Steinbeisser et al., 2018). 의료서비스 이용의 경우에 높은 교육 수준을 가진 군이 더 나은 건강 관련 지식을 보유하고 자신에게 필요한 서비스의 존재를 더 잘 인식하면서 의료이용이 증가한다고 설명하는데, 장기요양서비스와 교육 수준의 관계에서도 비슷한 영향이 나타난 것으로 해석된다(Steinbeisser et al., 2018).

장기요양서비스 이용에 영향을 미치는 가능 요인에는 가족 동거 여부와 소득수준이 있다. 혼자 사는 경우와 소득수준이 높은 군에서 장기요양서비스 이용 가능성이 증가하였고, 더불어 이러한 특성은 비공식 돌봄보

다 공식 돌봄서비스를 이용할 가능성을 높이는 것으로 나타났다(Wu et al., 2014; Wong et al., 2010; Katz, Kabeto, & Langa, 2000). 동거 여부의 경우에는 동거인이 배우자 또는 자녀인지에 따라 다른 양상을 나타내는 결과가 보고되었다. 배우자와 거주하는 경우 재가 및 시설서비스 모두에서 공식 돌봄 이용이 줄어들었으나 자녀와 거주하는 경우에는 재가 서비스 이용은 줄고 시설서비스 이용은 증가하는 것으로 나타났다(Wong et al., 2010). 이는 자녀가 부모에게 비공식 돌봄을 제공할 수 있어도 돌봄 부담이 자기 일 또는 일상생활을 병행할 수 없는 정도에 이르면 부모를 시설로 이전하며 나타난 결과로 해석된다(Wong et al., 2010).

마지막으로, 동반질환 개수와 장애 수준이 장기요양서비스 이용에 관한 필요요인으로 고려된다. 노인의 동반질환 개수는 장기요양서비스에 대한 요구 및 이용과 매우 밀접한 관련이 있으며(Wong et al., 2010), 일상생활능력 장애(impairment of ADLs) 정도가 높을수록 장기요양서비스 이용이 급격하게 증가하였다(Wu et al., 2014; de Meijer et al., 2011). 특히, 장애 및 일상생활 손상은 장기요양서비스 중에서 비공식 돌봄보다 공식 돌봄을 이용하게 하는 주요한 결정요인인 것으로 나타났다(Steinbeisser et al., 2018).

의료서비스의 경우에는 일반적으로 사망근접도(Time-to-death)가 개인의 의료비지출 규모를 추정하는 모형에 포함되는데, 이는 사망근접도가 연령보다 더 나은 의료비지출 예측 요인으로 밝혀졌기 때문이다(Zweifel et al., 1999; Seshamani & Gray, 2004). 장기요양서비스의 경우에도 연령이 아닌 사망근접도가 장기요양서비스 이용 및 지출을 결정하는 주요 요인이라는 결과가 실증 연구를 통해 밝혀지면서, 의료비지출뿐만 아니라 장기요양서비스 지출 결정요인에 사망근접도를 고려하는 것이 지지받고

있다(Werblow et al., 2007; Yang et al., 2003; Comas-Herrera et al., 2007). 다만, 장기요양서비스 지출을 예측하는 요인으로서 사망근접도를 고려하는 것은 주의할 필요가 있다는 의견도 제기되었다. 사망근접도가 장기요양서비스 지출을 예측하는 모형의 설명력을 증가시키기는 하지만 이것이 사망근접도 자체의 영향이 아닌 해당 시기에 개인이 겪는 장애 수준의 대리지표로 나타난 결과일 수 있기 때문이다(de Meijer et al., 2011). 이에 장기요양서비스 지출 예측모형에 장애 수준을 고려할 경우 사망근접도의 영향이 사라지는 결과가 보고되었는데, 이러한 결과를 바탕으로 장기요양서비스 지출에 관한 연구에는 사망근접도보다는 정확히 측정된 장애 수준을 고려한 연구 모형이 선호된다고 밝히고 있다(de Meijer et al., 2011).

1.3 공적 체계를 통한 장기요양서비스 제공

전 세계적으로 노령화가 진행되는 가운데 장기요양서비스의 주요 대상인 노인의 수는 증가하는 반면, 저출산 및 여성의 노동참여 증가 등으로 인해 장기요양서비스(특히 비공식 돌봄)의 주요 공급자(가족 및 친인척 등)는 감소하는 추세이다(Norton, 2016). 이러한 변화로 인해 대부분 국가에서 개인의 문제로 간주하였던 노인 장기요양 요구를 공공의 영역에서 다루어야 할 문제로 인식하게 되었고(Morel, 2006), 연금, 노동 시장정책, 보건의료와 같이 공적 개입을 줄이려는 주요 공공정책 분야와 달리 장기요양 관련 정책은 비용 절감에서부터 공적 재원 증가 및 보장성 확대에 이르기까지 광범위한 변화가 시도되고 있다(Pavolini & Ranci, 2016). 결과적으로 세부적인 재정조달의 형태와 서비스의 범위는 다르더라도 많은 고소득 국가에서 공적 체계에서 노인장기요양서비스를 제공하고 있으며, 공적 노인장기요양서비스가 가족 및 친인척으로부터 제공되는 비공식 돌봄

을 (일부) 대체하게 되었다(Norton, 2016).

한편, 공적 장기요양 체계로 인한 공식 돌봄과 비공식 돌봄 간 대체관계는 다양한 선행연구(Norton, 2016; Bakx et al., 2014; Bonsang, 2009; Tennstedt, Crawford, & McKinlay, 1993)를 통해 확인된 바 있지만, 공적 장기요양서비스와 의료서비스 이용(지연 퇴원 및 장기입원) 간 관계를 설명하는 연구는 매우 제한적이며(Spiers et al., 2019; Gaughan, Gravelle, & Siciliani, 2015) 그 결과도 혼재되어 나타나고 있다(Spiers et al., 2019).

두 서비스 간 관계에 관한 가장 일반적인 설명은 의료서비스 이용이 장기요양서비스 수요를 감소시킨다는 것이다. 예로, 고관절치환술이나 뇌졸중에 따른 혈전용해제와 같은 의료처치는 질병 후유증으로 인한 심신기능장애 발생을 낮출 수 있고 이는 곧 장기요양서비스 수요 감소로 이어질 수 있다(Forder, 2009). 또한, 장기요양서비스의 공급 증가가 의료서비스 이용을 감소시킬 가능성도 존재한다. 장기요양서비스를 이용할 수 있는 상황에서는 입원 환자의 적정 퇴원을 유도할 수 있으며, 불필요한 지연퇴원(delayed discharge)을 방지함으로써 입원 환자의 재원 일수를 감소시킬 가능성이 높다(Forder, 2009). 이러한 입원 이용의 감소는 불필요한 입원이 장기요양서비스로 대체되며 나타날 것이고 이때 대체 정도는 장기요양서비스 자원의 이용 가능 수준에 따라 달라진다(Konetzka et al., 2008).

장기적으로 장기요양서비스를 통한 노인환자에 대한 돌봄 수준 개선은 환자의 기능/건강 유지 및 향상을 불러올 수 있고 이는 곧 의료서비스 이용의 감소로 이어질 가능성이 존재한다. Deraas et al. (2011)의 연구에서는 의료서비스 이용에 영향을 미칠 수 있는 다양한 외부효과를 통제했을 때 장기요양서비스 이용이 병원 서비스 이용에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 장기요양서비스는 환자의 상태 변화 및 의료요구를 조기에

진단할 수 있고 노인에 대한 돌봄, 치료, 모니터링의 강화, 사회적 지지와 심리적 접촉을 증가시킴으로써 이후 의료서비스 이용에 영향을 미칠 수 있다고 설명하였다. 반면, 이러한 영향은 연령 및 성별, 병원까지의 소요 시간 및 사망 등에 따라 의료서비스 이용의 감소 또는 증가하는 방향으로 나타날 수 있다고 밝혔다(Deraas et al., 2011).

장기요양서비스를 통한 의료서비스 이용의 증가는 다음과 같이 설명된다. 우선 장기요양서비스를 통해 의료 접근성이 개선되어 의료이용이 늘어나는 것이다. 일상생활 수행이 어렵고 거동이 불편한 노인이 장기요양 서비스를 통해 기능적 도움을 받아 의료기관 방문이 가능해질 수 있고 장기요양 서비스를 통해 환자 돌봄과 모니터링이 강화된다면 환자의 의료요구를 시의적절히 파악함으로써 의료이용이 늘어날 가능성도 존재한다(Deraas et al., 2011; 박노옥 외, 2011).

2. 제도적 배경

공적 장기요양서비스 체계는 재정, 급여내용, 본인부담 여부 및 수준 등 다양한 요소에 따라 국가별로 다른 형태로 운영되고 있으며, 이러한 제도적 운영의 차이는 장기요양에 관한 사회적 선호와 함께 공식 돌봄과 비공식 돌봄 서비스 선택에 영향을 미칠 수 있다(Bakx et al., 2014). 또한, 선행연구에서는 장기요양서비스와 의료서비스의 관계가 장기요양서비스를 제공하는 국가의 역사, 문화, 사회경제적 특성, 보건의료체계 등에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사하고 있다(Deraas et al., 2011; 이호용 외, 2015). 따라서, 우리나라의 장기요양보험 도입이 의료서비스 이용 및 장기요양서비스 이용에 미친 영향을 살펴보기 위해서는 장기요양보험을 둘러싼 제도적 배경과 상황을 먼저 살펴볼 필요가 있다.

2.1 우리나라의 노인장기요양보험 도입 및 운영 현황

기대수명의 증가와 출산율의 감소로 고령화가 급격하게 진행되었고 가족구조, 노인 부양에 대한 가치관 변화, 여성의 경제활동 참여 증가라는 사회적 변화의 결과로 노인 수발에 대한 책임을 개인이 아닌 사회적 책무로 인식하는 움직임이 커지며 공적 노인장기요양제도의 필요가 대두되었다(Norton, 2016). 이러한 사회적 요구에 따라 과거 김대중 정부는 노인요양보장제도 도입을 시사하였고, 노무현 정권에서 공적노인요양보장추진기획단이 조직되어 노인장기요양제도 도입을 위한 설계가 시작되었다. 이후 2005년 7월부터 3차례에 걸친 시범사업을 거쳐 2008년 7월 1일 노인장기요양보험이 정식 도입되었다.

우리나라의 국민건강보험 가입자는 자동으로 노인장기요양보험 가입자가 되며 급여는 소득과 관계없이 65세 이상 노인(또는 치매 및 노인성 질환을 보유한 65세 미만) 중에 장기요양인정조사를 거쳐 급여 필요성이 인정된 자에게 제공된다. 장기요양인정조사는 국민건강보험공단 소속의 인정조사자가 신청자의 거처로 직접 방문하여 심신기능에 관한 총 5개 영역(신체기능, 인지기능, 행동 변화, 간호 처치, 재활)을 조사하여 신청인의 일상생활 가능 수준에 따라 장기요양인정점수를 산정하게 된다. 이후 등급판정위원회는 신청인의 요양 필요 여부를 심의하고 요양이 필요하다고 판단되는 경우 장기요양인정점수에 따라 등급을 판정한다. 초기 장기요양 등급은 총 세 등급으로 가장 경중에 해당하는 3등급(장기요양인정점수가 55점 이상 75점 미만)부터 일상생활 수행 정도가 가장 어렵다고 판단되는 1등급(95점 이상)으로 구성되었다. 이후 3등급 대상자 기준이 완화되고 치매 등급이 신설되며 현재는 총 6개 등급으로 확대 운영되고 있다(표 1).

표 1 — 노인장기요양보험 인정등급 기준 변화

	장기요양보험 도입	1차 확대	2차 확대	3차 확대	4차 확대
기간	'08. 7. 1 ~'12. 6. 30.	'12. 7. 1 ~'13. 6. 30.	'13. 7. 1 ~'14. 6. 30.	'14. 7. 1 ~'17. 12. 31.	'18. 1. 1 ~현재
1등급	95점				
2등급	75점~94점				
3등급	55점~74점	53점~74점	51점~74점	60점~74점	60점~74점
4등급	-	-	-	51점~59점	51점~59점
5등급	-	-	-	45점~50점&치매 환자	
인지지원 등급	-	-	-	-	45점 미만&치매

출처: 2008, 2012, 2013, 2014, 2018 노인장기요양보험 통계연보

급여제공은 현물급여를 기본으로 하고 있다. 급여는 크게 2종류로 급여제공이 신청자의 거주지 및 지역사회에서 이루어지는 재가 서비스와 장기요양전문시설에 입소하여 서비스를 받는 시설 서비스가 있다. 재가 서비스는 장기요양수급자의 가정에 방문하여 일상생활 및 가사 활동을 돕거나 간호 및 요양 상담을 제공하는 방문 요양·목욕·간호 서비스, 하루 또는 15일 이내 전문 요양 기관의 보호를 받는 주야간보호서비스, 단기보호서비스 등을 포함한다. 시설 서비스는 높은 노인장기요양서비스 요구를 가진 대상이 장기요양서비스를 제공하는 전문 기관에 입소하여 일상생활 편의를 제공하는 서비스이다. 앞서 밝힌 바와 같이 우리나라의 노인장기요양보험은 재가 서비스 또는 시설 서비스인 현물급여만을 제공하는 것을 원칙으로 하고 있지만, 장기요양 수급자의 특별한 사유(섬·벽지 거주, 천재지변, 신체/정신/성격 등)로 지정되어 장기요양 제공 시설로부터 서비스를 받을 수 없고 수급자의 가족에 의해 서비스가 제공되는 때에는 현금급

여(가족요양비)가 허용되고 있다.

2.2 장기요양보험 도입 이후 제기되는 문제점: 장기요양시설과 요양병원 간 역할 정립 문제

노인장기요양보험이 도입된 2008년 이후 대상 인구가 증가하고 서비스 질 개선에 대한 노력이 지속되며 10년 차에 접어든 현재, 전반적으로는 안정적으로 노인장기요양보험이 정착된 것으로 평가되고 있으나(선우덕 et al., 2016), 도입 초기부터 제기된 노인장기요양서비스와 요양병원 간 역할 정립, 장기요양서비스 질 관리 등의 여러 문제점이 아직 해결되어야 할 과제로 남아있는 실정이다(이준우 & 서문진희, 2009; 정순형, 2016). 특히, 장기요양서비스와 요양병원을 중심으로 한 의료서비스 간 연계성 부족 문제는 장기요양 요구와 의료서비스 요구를 모두 가지고 있는 노인에게 상호보완적인 통합적 보건의료서비스가 제공되기보다 다른 목적의 두 서비스를 제공하는 기관 간에 노인환자를 두고 경쟁하는 관계를 유발해 해당 노인 인구뿐 아니라 사회 전반적으로도 문제가 되고 있다(노용균 et al., 2010). 이러한 문제점의 주요 원인으로는, 최근 10년간 노인장기요양보험 도입으로 장기요양시설이 급격하게 증가함과 동시에 요양병원의 병상증가율 역시 가파르게 높아지면서 환자 또는 시설 입소자를 유치하기 위해 경쟁이 심화된 사실이 지적되고 있다(노용균 et al., 2010; 전보영, 김홍수, & 권순만, 2016).

노인장기요양보험의 도입으로 노인성 질환 환자의 서비스 수요가 노인장기요양보험 시설 및 재가 서비스 등으로 상당히 흡수되었음에도 요양병원에 입원하는 환자 수는 지속해서 증가하였다(김진수 외, 2013). 요양병원 입원 환자 수는 2005년 3만 661명에서 2010년 17만 2,809명, 2015년 27만 8,419명으로 꾸준히 증가하여 2017년에는 33만 2,401명을 기록하였

고, 입원 환자의 80% 이상이 65세 이상 노인이었다(국민건강보험공단, 2012; 통계청, 2019). 이러한 요양병원 입원 환자의 증가는 의료법에 명시된 요양병원의 기능이 왜곡된 채 의료서비스 요구가 낮은 사회적 입원이 증가하여 나타난 결과로 예상된다(김정희, 2015).

장기요양서비스 도입 초기에 요양시설과 요양병원 기능 및 역할을 구분하고 이에 따라 제도를 운용하는 과정이 미흡했던 결과로, 현재 요양병원에 입원하는 환자와 요양 시설에 입소하는 환자의 특성을 명확히 구분해내지 못하고 있다(국민건강보험공단, 2013b). 의료서비스에 대한 수요는 없지만, 돌봄서비스에 대한 수요가 존재하는 이용자가 요양병원에 입원할 경우, 혹은 질병 발생 등으로 의료서비스에 대한 수요가 있는 이용자가 장기요양시설에 입소하는 경우가 빈번하게 발생하고 있으며 이는 제도의 근본적인 문제점으로 지적되고 있다(국민건강보험공단, 2013b). 이처럼 양기관 간 역할의 왜곡과 상호연계 체계의 부재는 장기요양서비스 본연의 기능 구현을 어렵게 하는 요인으로 작용하고 있다(김진수 외, 2013).

노인장기요양보험이 도입된 이후에도 요양병원 내 장기간 입원이 지속해서 증가하는 이유는 요양병원에 입원하는 것이 요양시설 입소가 가능한 장기요양 2등급 판정을 받는 것보다 수월하므로 경증 환자여도 입원이 비교적 쉽게 허용되기 때문이다(황도경 외, 2016). 요양시설 혹은 재가 서비스를 받기 위해서는 노인장기요양보험 등급 판정을 거쳐 장기요양이 필요한 대상자임을 인정받아야 하지만 요양병원의 경우 의사에 판단에 따라 경증 환자라도 ‘신체기능저하군’으로 분류되어 입원할 수 있다.

이러한 결과로 요양병원에서 치료가 필요하지 않은 환자임에도 불구하고 불필요한 입원을 하는 경우가 많으며(노용균, 2010) 이는 건강보험재정 지출 확대 요인으로 작용하고 있다(이호용 외, 2015). 실제로 국민건강보

협공단의 건강보험통계자료에 의하면 2010년 867개였던 요양병원 수는 2015년 1,372개, 2018년 1,560개로 증가하는 추세를 보였으며 2008년 125일이었던 요양병원 환자당 평균 재원 일수는 2018년 174일로 늘어나 입원 기간도 크게 증가하였다(국민건강보험공단, 2019; 보건복지부, 2019).

요양병원의 높은 재원 일수가 문제 되는 가운데 요양병원 내 장기입원 현상을 방지하기 위해 장기입원 환자에 대한 입원료 수가를 감산하는 제도가 운용 중이다. 재원일수에 따른 입원료 수가 감산은 2008년 1월 1일부터 요양병원에 대한 지불보상방법이 일당정액수가로 변경됨과 동시에 시행된 이후로 현재까지 변화 없이 적용되고 있다. 환자가 중(장) 기간 요양병원에 입원하는 경우 입원 기간이 길어질수록 의료요구가 줄어드는 점을 고려하여 181일 이상 입원 시 입원료의 5%, 361일 이상 입원 시 입원료의 10%를 수가에서 차감한다(이정택, 2017). 그러나 입원 환자가 많을수록 병원의 수입이 증가하는 구조상 장기입원 시 수가가 감산 되더라도 요양병원이 받게 되는 불이익은 미미한 수준이며, 반대로 환자의 본인부담금은 감소하는 구조로 되어있다(이정택, 2017). 특히, 치료보다는 돌봄서비스가 필요한 신체기능저하군의 경우 병원 입원 시 지불하는 일당정액수가가 요양시설에 지불하는 금액에 비해 낮으므로 돌봄서비스가 필요한 환자도 요양시설보다 요양병원이 선호될 수밖에 없는 상황이다. 또한, 환자수에 비례하여 상주하는 의사가 법적으로 규정되어 있는 요양병원과 달리 요양시설의 경우에는 촉탁의의 방문 형식으로 의료서비스 제공이 이루어지면서 치료가 필요할 때 제때 서비스를 받기 어렵다는 불안감도 요양병원을 선호하는 요인 중 하나로 작용하고 있다(이정택, 2017).

이와 더불어 보장성 정책의 하나로 시행되고 있는 본인부담액상한제는 요양병원으로의 불필요한 입원을 증가시키는 요인으로 작용하고 있다. 본

인부담액상한제는 2004년 7월 고액 및 중증질환자에게서 과도하게 발생하는 진료비 부담을 덜어주기 위해 시행된 제도로 소득수준별 상한액 변화를 거쳐(표 4) 현재까지 운영되고 있는 주요한 건강보험 보장성 정책 중 하나이다. 하지만 본인부담액 상한제로 인한 요양병원 장기입원 환자에 대한 본인부담금 감소는 요양병원에서 의료서비스의 필요가 아닌 단순 요양, 돌봄서비스 제공을 목적으로 장기간 입원하는 경향을 가속화 하고 있다. 요양병원과 요양 시설은 모두 일당 정액제 개념으로 진료비를 지불하고 있는데 이용에 따른 본인부담금에는 큰 차이가 존재하지 않는다. 특히 의료서비스 이용에 대한 본인부담액상한제는 요양병원에 입원하는 환자들의 부담을 감소시켜 요양병원 입원의 문턱을 낮추고 있다(황도경 외, 2016).

요양병원에 입원할 경우 환자는 입원진료비의 20%를 본인부담금으로 지불하게 되고, 노인장기요양보험의 장기요양시설은 20%, 재가 서비스는 15%를 본인이 부담하게 된다. 이 중 요양병원은 의료기관으로서 본인부담 상한제를 적용받아 환자 소득에 따라 일정 금액까지만 본인이 부담하게 되지만, 노인장기요양보험의 장기요양시설은 의료기관이 아니므로 본인부담액상한제의 적용을 받지 않는다. 이러한 제도적 상황에서 요양병원 수와 요양병원 내 재원 일수가 빠르게 증가하면서 요양병원 입원 환자를 대상으로 지출되는 건강보험 재정 소요도 늘어나고 있다. 요양병원에 있는 환자 중 본인부담상한제를 적용받는 환자가 40% 이상으로 집계되고 있으며, 본인부담상한제 총 환급액 중 요양병원의 본인부담상한제 환급액이 전체 환급액의 절반을 차지할 정도로 큰 규모를 보인다(김정희 외, 2015; 보건복지부, 2015).

표 2 — 납부보험료 수준별 본인부담액상한 적용액 변화

시행기간	'04. 7. 1 ~'07. 6. 30. (진료개시일로부터 6개월간 발생한 금액에 적용)	'07. 7. 1 ~'08. 12. 31.	'09. 1. 1 ~'13. 12. 31.	'14. 1. 1 ~'14. 12. 31.	'15. 1. 1 ~ '17. 12. 31.*	'18. 1. 1 ~현재**
1분위 (저소득)				120만원	121~122만원	80만원 (124만원)
2~3분위			200만원	150만원	151~153만원	100만원 (155만원)
4~5분위				200만원	202~205만원	150만원 (208만원)
납입 보험료 10분위	300만원	200만원	300만원	250만원	253~256만원	260만원
6~7분위				300만원	303~308만 원	313만원
8분위				400만원	405~411만 원	418만원
9분위			400만원	500만원	506~514만원	523만원
10분위 (고소득)						

* 2015년부터 매년 본인부담상한액에 전국소비자물가변동률 적용(최대 5%)

** 2018년부터 요양병원 재원일수가 120일을 초과하는 경우에는 괄호 안 금액을 적용

출처: 건강보험심사평가원 홈페이지 -

건강보험보장성강화(https://www.hira.or.kr/dummy.do?pgmid=HIRAA020028000000&cmsurl=/cms/policy/02/01/1341856_27024.html&subject=수가제도개요)

결과적으로 본인부담상한제는 과도하게 발생할 수 있는 의료비로부터 환자를 보호하는 본래의 취지와 달리 일부 불필요한 장기입원을 늘리고 이에 따른 건강보험 재정 소요를 증가시키는 요인으로 작용하고 있다. 또한, 현재 요양병원과 요양 시설 간 명확한 역할 정립이 되어있지 않은 상황에서 요양병원 입원 환자를 대상으로 본인부담금을 줄이는 정책은 요양 병원과 요양 시설 이용에 대한 왜곡을 더욱 심화시킬 수 있다.

2.3 국내외 장기입원에 대한 논의

앞서 살펴본 바와 같이 장기요양시설과 요양병원 간 역할/기능 정립 문제가 지속하여 제기되는 상황에서, 우리나라의 보건의료체계가 요양병원 내 장기입원 환자에 대해 어떻게 대응해 나가야 하는지에 대한 논의가 주요 쟁점이 되고 있다. 장기입원으로 인한 불필요한 의료자원 사용(정설

희 외, 2012)과 이로 인한 보건의료 재정 부담 증가(전보영, 김홍수 & 권순만, 2016), 병원에 머물며 노출될 수 있는 병인성 감염 위험 노출(정설희 외, 2012), 입원 환자의 의존성이 개선될 가능성이 저하되는 등 장기입원으로 발생하는 여러 문제점에 대해서는 상대적으로 지속적인 논의가 이루어지고 있으며, 장기입원의 발생 원인을 밝히는 연구(Challis et al., 2014; 이지윤 & 박은경, 2008; Glasby et al., 2006; 오세영, 2005)나 이를 관리하기 위한 방안을 제시하는(정설희 외, 2012) 등 다양한 연구가 진행되었다. 그러나 장기입원과 관련된 오랜 논의에도 불구하고 장기입원에 대한 명확한 개념 정의는 이루어지지 않고 있으며 연구마다 제시하는 장기입원에 대한 기준은 서로 상이한 상황이다(강군생 & 김정선, 2017).

표 3은 선행연구에서 활용된 장기입원에 대한 용어와 의미, 기준을 요약한 것이다. 국내 장기입원 관련된 연구 살펴보면, 연구에 따라 장기입원과 사회적 입원이라는 용어가 병행되어 사용되고 있으며 각 용어를 정의하는 기준도 다양한 것을 확인할 수 있다. 하지만 장기입원을 지칭하는 용어와 이를 정의하는 기준이 연구마다 다르다고 하더라도 용어가 의미하는 개념은 유사한 것을 확인할 수 있었는데, 국내 선행연구에서 장기입원(또는 사회적 입원)은 대체로 의료서비스 요구(입원 적절성)가 낮은 상태에서 돌봄서비스를 받기 위한 목적으로 입원서비스를 이용하는 것으로 정의되었다. 이러한 장기입원의 원인으로는 요양병원과 요양시설의 역할 정립 문제, 장기요양등급을 받지 못하여 요양시설에 갈 수 없는 경우, 가정에서 회복이 어려운 경우, 부양가족의 부재, 경제적 문제 등이 제시되었다(송현중, 2012; 최인덕 & 이은미, 2010).

국외 연구에서 장기입원은 지연 퇴원(delayed discharge)으로 언급되는 경우가 많았다(Gaughan et al., 2015; Challis et al., 2014; Bryan, 2010;

Victor et al., 2000). 자연 퇴원은 의료적으로는 퇴원이 가능한 상태이지만 퇴원 후 갈 곳이 확정되지 않아 예정된 퇴원 일자를 지키지 못한 상황으로 일컬어진다(Bryan, 2010). 자연 퇴원이 가장 흔하게 일어나는 이유로는 퇴원을 앞둔 환자가 지역사회로 돌아갈 수 없거나 공적 돌봄 서비스 이용의 어려움을 겪는 등 퇴원 절차에 문제가 생기면서 나타나는 것으로 언급된다(Bryan, 2010). 이는 우리나라에서 요양병원과 장기요양시설의 공급 증가로 인해 노인환자 유치를 두고 경쟁하는 것과는 다른 상황인데, 국가마다 보건의료체계 및 노인 돌봄과 관련된 특성이 다르므로 장기입원의 정의 및 형태도 다양하였다(강군생 & 김정선, 2017).

표 3 — 선행연구 내 장기입원 정의 및 기준

연구	용어	개념	정의 및 기준
정설희 외(2012)	요양형 장기입원	"의학적 필요도가 낮음에도 불구하고 급성기 의료기관에 장기적으로 입원하고 있는 경우"	재원일수 16일, 31일, 91일, 181일 이상 & 경증 또는 다빈도 상병
강군생, 김정선 (2017)	사회적 입원	"의학적인 입원치료의 필요성이 적거나 없고, 주로 간호 및 요양요구가 많은 대상자가 사회적인 이유로 인하여 장기간 입원하고 있는 것"	-
전보영 외(2016)	장기입원	-	재원일수 90일, 180일 이상
김의숙 외(2009)	장기입원	-	재원일수 31일, 61일, 91일 이상
오세영 (2005)	사회적 입원	"입원환자에 대해서 의학적인 입원치료의 필요성은 없지만, 사회적인 이유로 인해서 퇴원하지 못하고 장기적으로 입원하고 있는 것"	-
Challis et al. (2014)	Delayed discharge	-	Delay derived from local arrangements by The Community Care(Delayed Discharge, etc.) Act (2003)
Gaughan et al. (2015)	Bed-blocking Delayed discharge	"Medically ready for discharge but still in hospital"	환자가 한달 동안 경험한 지연 일수
Melissa et al. (2015)	Social Admission	"A hospital admission for which no acute medical issues are felt to be contributing"	-
Bryan (2010)	Delayed discharge	"The situation where a patient is deemed to be medically well enough for discharge but where they are unable to leave hospital because arrangements for continuing care have not been finalized"	-
Victor et al. (2000)	Delayed discharge	"A patient who is not discharged on the day that the consultant decides that he/she is 'medically fit for discharge'"	Delay in discharge of three or more days

국내외 선행연구를 살펴보면 국가별 보건의료체계와 사회적 특성으로 인해 연구 별로 장기입원에 대한 정의에 차이는 있었지만, 장기입원에 대한 공통적인 문제의식을 발견할 수 있었다. 장기입원, 사회적 입원, 지연 퇴원 등 사용되는 용어 및 정의 기준이 다르더라도 장기입원에 대한 정의가 대부분 의료적 필요가 없는 상태로 정의된다는 것이다. 즉, 장기입원

의 발생 원인(개인을 둘러싼 사회적 특성, 장기요양과 같은 돌봄 서비스를 받기 위한 목적, 퇴원계획 및 절차상 발생하는 문제 등)이 다르게 나타날 수 있으나 장기입원을 정의할 때 의학적 측면에서는 의료적 필요가 없는 불필요한 입원서비스를 의미한다는 공통점을 발견할 수 있다.

하지만 이러한 공통점에도 불구하고 장기입원을 일정한 기준으로 정의하는 것은 어려운 상황이다. 환자에 따라 또는 보유한 질환별로 필요한 의료서비스가 다를 수 있고 동일한 질환이라고 하더라도 치료단계(급성기, 회복기, 만성기)에 따라 다양한 수준이 존재하기 때문이다(정설희 외, 2012). 또한, 장기입원이 주로 발생하는 노인환자의 경우 다양한 건강문제를 복합적으로 가지고 있을 가능성이 크고 이는 곧 필요한 서비스도 다양하다는 것을 의미하기 때문에 개인이 가진 의료적 요구가 불필요한지 판단하기가 쉽지 않다(Bryan, 2010). 국외의 경우, 이와 같은 환자의 의료 필요가 환자의 담당의에 의해 고려되었을 것이라 가정하고, 담당의가 결정한 퇴원일을 지키지 못한 채 병원에 머문 시간을 자연 퇴원으로 정의하기도 하였는데(Victor et al, 2000), 이마저도 환자 퇴원계획이 제대로 수립되지 않는 국내의 경우에는 적용하기가 어려운 실정이다.

이러한 문제점을 안고 있는 상황에서 국내 장기입원 관련 선행연구에서 장기입원을 정의할 때, 장기입원을 방지하고자 시행되는 재원일수에 따른 입원료 감산제의 감산기준을 활용한 연구가 많았다. 우리나라에서는 급성기병원의 경우에 16일~30일 동안 입원한 환자에 대해서 입원료 수가의 10%를 감산하고 31일 이상에 대해서는 15%를 감산하고 있으며, 요양병원의 경우에는 재원일수에 따라 5%(181일~360일), 10%(361일 이상) 감산이 이루어지고 있다. 이와 같은 입원료 감산 제도가 가지는 목적이 기준 이상의 입원을 막기 위한 것임을 고려하여 국내의 다양한 연구에서 해

당 기준일(16일, 31일, 181일) 이상의 입원을 장기입원으로 조작적 정의하여 연구에 활용하였다.

결론적으로 선행연구 고찰 결과, 장기입원을 정의함에 환자의 의료적 필요가 고려되어야 하지만 노인환자가 가지는 복합적인 건강문제 및 서비스 요구를 고려하여 정의하기 쉽지 않은 상황임을 알 수 있다. 이에 국내에서 이루어진 장기입원 관련 연구는 입원료에 따른 수가감산에서 정의된 기준을 활용한 연구가 대부분인 것으로 파악된다.

3. 국내외 선행연구

3.1 국내 연구

노인장기요양보험이 시행된 지 10년이 되어가고 있지만, 노인장기요양보험의 효과와 의도한 정책효과를 평가하는 연구는 많지 않다. 지금까지 수행된 노인장기요양보험 관련 연구는 주로 노인장기요양보험 서비스 이용 관련 요인을 파악하는 연구(이윤경, 2009; 이정석, 한은정, & 강임옥, 2011; 이태화 & 김복남, 2012; 한은정, 이정석, & 권진희, 2012), 노인장기요양보험 서비스 관련 경제성평가(남기민 & 권태엽, 2013), 재정 추계 연구(김홍수 & 권순만, 2011; 윤희숙 & 권형준, 2010), 수급자의 기능상태 변화 및 관련 요인 파악(현경래 & 이선미, 2012) 등으로 제도 실행 이후 현황과 제도의 지속가능성을 파악하는 데 중점을 두어 왔다.

한편, 노인장기요양보험의 정책효과를 평가한 연구들은 대부분 장기요양보험 도입 이후 의료서비스 이용에 미친 영향을 살펴보고 있다. 한남경 외(2013)와 이호용 외(2015)의 연구에서는 장기요양보험 도입으로 입원진료비가 감소한 것으로 보고하고 있다(이호용 & 문용필, 2015; 한남경, 정우진, 김노을, 임승지, & 박종연, 2013). 한남경 외(2013)의 연구에서는 장

기요양보험제도 도입에 따른 건강보험 및 의료급여제도와와의 재정적 영향 관련성을 살펴봄으로써 향후 각 제도가 발전할 수 있는 정책적 대안을 마련하고자 하였다. 이를 위해 노인장기요양보험 도입 2년을 전후로 장기요양보험 도입에 따른 의료비 변화 및 영향요인을 분석하였는데, 그 결과 장기요양서비스 이용자의 연간 1인당 평균 진료비는 미 이용자와 비교하여 61.85% 감소하였고 특히, 입원진료비는 91.63%로 가장 큰 감소를 보였다. 또한, 연령에 따른 구분 시 65-74세 연령군에 비해 85세 이상 연령군의 총 진료비 감소가 더 큰 것으로 나타났다. 이는 후기 고령자일수록 급성기 치료가 필요하기보다는 장기요양서비스에 대한 필요가 높아 노인장기요양보험이 도입된 이후에 병원 입원이 장기요양서비스로 전환되며 나타난 결과로 해석하고 있다.

노인장기요양보험 도입 전과 후의 의료비 변화를 살펴본 이호용 외(2015)의 연구에서는 노인장기요양보험 도입 전인 2007년과 비교적 제도의 안정 시기인 2012년을 분석 기간으로 하여 1인당 연간 평균 진료비(비급여 제외)를 종속변수로 제도 도입의 효과를 측정하였다. 분석결과, 노인장기요양보험 이용자가 미 이용자보다 의료비지출이 더 적게 나타나 노인장기요양보험 이용이 의료비 절감에 긍정적인 효과를 가져왔음을 보여주었다. 그러나 외래와 약제비의 경우 장기요양서비스 이용자가 미 이용자보다 의료비지출이 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 노인장기요양보험 도입의 효과를 지속해서 유지하기 위해서 장기요양서비스와 의료서비스의 효율적인 연계 체계 구축과 적절한 외래 이용 및 약제 사용 관리의 필요성을 제기하였다.

김동환 외(2013)의 연구에서는 노인장기요양시설의 공급 정도가 요양병원 기관당 입원진료비에 미치는 영향을 분석하였다(김동환 & 송현중,

2013). 연구결과에 따르면 장기요양시설 공급이 전국 수준과 비교해 1% 증가할 때 요양병원의 병상당 환자 수는 0.121% 감소하여 장기요양시설과 요양병원 간 대체관계가 존재하고 이러한 대체 정도는 지역 내 종합병원급 의료기관의 병상 공급 수준이 증가할수록 작아지는 결과를 보임을 밝혔다. 종합병원급 의료기관과 요양병원 간 대체관계를 고려했을 때 장기요양시설의 확대가 종합병원급 의료기관에서 요양병원으로 유입되는 환자수를 감소시키는 방향으로 작용한 것으로 보고 장기요양시설과 요양병원 사이에는 환자 유치에서 경쟁 관계가 있는 것으로 보았다. 요양병원과 장기요양시설 간 대체관계와 경쟁 관계가 동시에 존재한다는 것은 결과적으로 두 기관의 서비스 대상자가 유사하며 중복되고 있음을 의미하는 결과이다. 따라서 유사한 특성을 가진 환자에 대한 요양병원, 급성기병원, 장기요양 시설 간 기관의 역할 및 기능을 재설정하여 노인의 요구를 보다 효율적으로 충족할 수 있는 기관 간 협력/조정 체계 구축의 필요성을 이야기하였다.

Hyun et al.(2014)의 연구에서는 한국의 노인장기요양보험이 의원과 병원에서의 재원 일수에 미치는 영향에 관해 확인하고자 하였다(Hyun, K., Kang, S., & Lee, S., 2014). 전반적으로 노인장기요양보험 수급자와 비 수급자를 구분하였을 때 수급자의 재원 일수가 평균 1.27일 더 길게 나타났지만, 노인장기요양보험 수급자의 요양 등급별로는 차이가 존재했다. 1등급과 2등급 수급자에게서는 각각 8.35일, 2.84일의 재원 일수가 감소했지만 3등급 수급자에게서는 재원 일수의 감소가 나타나지 않았다. 이러한 현상이 나타난 이유는 1, 2등급 판정을 받으면 노인장기요양보험에서 제공되는 요양 기관 서비스를 이용할 수 있고, 요양 기관을 이용하는데 소요되는 본인부담금이 병원을 이용하는 데 소요되는 본인부담금보다 적기 때문일 것으로 예측하였다. 또한, 3등급 판정자는 장기요양시설을 이용할

수 없으므로 재원 일수에는 영향이 없는 것으로 해석하였다. 그러므로 본 연구에서는 가능하다면 현재 노인장기요양보험제도의 원칙에는 어긋나지 않는 수준에서 3등급 수급자가 요양 기관 서비스를 이용할 수 있도록 노인장기요양보험제도의 체계를 수정할 것을 권장하였다.

김명화 외(2013)의 연구에서는 장기요양서비스 이용이 의료서비스 이용에 미치는 영향을 살펴보고자 하였으며 이를 급성기병원 이용과 요양병원 이용으로 구분하여 분석하였다(김명화, 권순만, & 김홍수, 2013). 요양병원 이용에 경우에는 내생성을 통제하기 위해 도구변수를 활용하였으며, 분석결과 장기요양서비스 이용이 의료서비스 이용에 미치는 영향은 급성기병원 이용과 요양병원 이용 간 다른 양상을 보였다. 장기요양서비스를 이용함에 따라 급성기병원을 이용할 가능성과 의료비지출에는 양의 상관관계가 존재했으나 그 영향의 정도는 크지 않았다. 반면, 장기요양서비스 이용은 요양병원 이용 가능성과 의료비지출에 음의 상관관계를 나타내 장기요양서비스와 요양병원 이용 간에 대체효과가 있는 것을 확인하였다.

Kim et al.(2014)의 연구에서는 장기요양서비스 도입 이후 장기요양서비스와 비공식 돌봄의 대체 가능성을 평가하고 장기요양제도 도입에 따른 의료 서비스 이용 및 의료비 지출의 영향을 살펴보았다(Kim, H., & Lim, W., 2014). 장기요양서비스가 의료서비스 이용과 의료비지출에 미치는 단기적인 영향을 살펴본 결과 수급자의 등급에 따라 장기요양보험제도의 영향이 서로 다르게 작용한다는 결과가 나타났다. 2, 3등급 수급자의 경우 장기요양 서비스의 이용이 비공식 돌봄의 역할을 크게 줄인 것으로 나타났다지만 의료서비스 이용에 미치는 영향은 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 1등급 수급자의 경우 시설 서비스의 비용이 증가하면 재가 서비스를 이용하는 비율이 높아졌으며 이러한 장기요양 급여 서비스 이용 간

이동은 비공식 돌봄에는 영향을 미치지 않았으나 의료비지출은 상당히 감소하는 경향을 보였다. 그러나 1등급 수급자의 경우 장기요양서비스의 이용이 비공식 돌봄에는 영향을 미치지 않았으나 의료비지출 감소에는 큰 영향을 미친 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과는 장기요양서비스가 의료 서비스 이용에 미치는 영향이 수급자 등급별로 상이함을 보이며 정책 설정 과정에서 최적의 장기요양보험 제도 정책을 수립하기 위해 수급자 등급에 맞는 정책적 환경을 조성할 필요성이 있음을 제시하였다.

3.2 국외 연구

영국을 배경으로 한 연구에서는 주로 장기요양서비스 지출 및 공급 증가가 병원 내 지연 퇴원을 감소시키는지 확인하는 연구가 다수 존재했다. Forder (2009)는 영국에서 재가 서비스와 병원 서비스가 대체재라는 가설을 세우고 현재 상황에서 재가 서비스와 병원 서비스가 대체되는 수준을 측정하였다. 그 결과 장기요양시설(care home)에 대한 지출이 £1 늘어날 때 병원 지출은 £0.35 감소하는 것으로 나타났으며, 반대로 병원 지출이 £1 늘어날 때 장기요양시설 지출은 £0.35 줄어 두 서비스 간 대체 수준이 거의 동일하게 나타났다. 두 서비스 간 비용 효과가 상쇄되는 만큼 장기요양서비스로부터 얻는 건강 결과가 병원에 가지 않아 생기는 손실의 크기보다 크다면, 더 많은 자원이 장기요양서비스 영역에 이전되는 것이 바람직하다는 결론을 내렸다. 해당 연구에서는 장기요양서비스와 병원 서비스의 한계 비용에 대해 서로 비교하며 두 서비스 사이의 관계를 살펴보았지만, 비용 측면 이외에도 장기요양제도는 서비스 이용으로 나타나는 노인들의 건강 결과에 영향을 미치는 중요한 요인임을 강조하였다.

지역 내 65세 이상 노인 인구 한 명 당 재가 서비스 제공 시간과 장기요양시설 침실 수가 응급 재입원을, 평균 재원일수, 지연 퇴원율에 미치

는 영향을 살펴본 연구(Fernandez & Forder, 2008)에서도 장기요양서비스 공급 증가가 입원 이용을 줄인다는 결과를 보였다. 또한, 비교적 최근 자료(2009-2013년)를 활용한 Gaughan J. et al. (2015)의 연구에서도 영국의 장기요양시설 공급 증가가 병원 내 자연 퇴원을 감소시키는 것(10% 장기요양시설 증가 시 social care의 지원 퇴원율이 약 6~9% 감소)으로 나타났다(Gaughan J., Gravelle H. & Siciliani L., 2015). 또한, 장기요양시설 공급 증가의 지역 간 파급효과(spillover effect)도 확인할 수 있었는데 인근 지역사회의 65세 이상 환자가 적거나 장기요양시설이 증가할 경우 자연 퇴원을 감소와 연관성이 존재했다. 이는 퇴원을 앞둔 환자가 요양시설 이용을 위해서 지역경계를 넘어서라도 장기요양서비스를 이용할 의사가 있음을 시사한다. 환자의 자연 퇴원을 이끄는 또 다른 요인으로 장기요양시설의 가격이 미치는 영향을 확인할 수 있었는데, 장기요양시설의 평균 가격이 높은 시장에서는 환자가 장기요양서비스를 받을 수 있는 시설을 찾는데 비교적 오랜 기간이 소요되며 자연 퇴원이 증가할 수 있음을 언급하였다. 이와 같은 현상을 해결하기 위해 장기요양시설 간의 경쟁을 이끌어 가격을 낮추는 것을 목적으로 하는 정책이 필요함과 동시에 무분별한 경쟁이 일어나지 않도록 지역사회 간 조정이 선행되어야 함을 밝혔다.

Costa-Font et al (2018)의 연구에서는 2007년 1월 스페인에서 시행된 장기요양서비스의 공공 보조금 확대 (Sistema de Autonomía y Atención a la Dependencia-SAAD) 개혁 이후 의료서비스 이용에 미친 영향을 확인하고자 하였다(Costa-Font, Jimenez-Martin, & Vilaplana., 2018). 장기요양서비스의 공공 보조금 확대가 입원 확률, 입원 횟수 및 재원 일수에 미치는 영향을 분석한 결과, 개혁 이후 간병 수당을 받는 입원 환자 및 외래 환자와 공공 보조금을 지원받는 재가 서비스 수급자 모두에게서 입원과 의료이용이 감소했으며 이는 전체 병원 비용(hospital cost)의 11.17%에 해당

하였다. 특히 지역 내에서 요양병원 등의 보건의료서비스와 요양 보호 서비스 등의 사회적 서비스 간 조정(co-ordination)이 적절하게 이루어졌을 때 이와 같은 비용 감소 효과가 극대화될 수 있다고 언급하였다. 한편, 정책 시행 5년 후인 2012년에 재정 긴축 정책으로 인해 장기요양서비스 보조금 삭감이 이루어졌는데, 이는 장기요양서비스로 인한 의료비지출이 줄어드는 효과가 감소하는 결과를 낳았다. 결론적으로 스페인의 장기요양서비스에 대한 공공 보조금 확대가 의료비지출 감소와 관련이 있다는 것을 확인하였으며, 이는 장기요양서비스의 확대 및 지원이 사회적 비용 절감으로 이어질 수 있다는 근거가 될 수 있다고 주장하였다.

노르웨이의 장기요양서비스 이용과 병원 이용 간 상관관계를 확인한 Deraas et al.(2011)의 연구에서는 기존 선행연구와 달리 장기요양서비스 이용 증가와 병원 이용 감소 간 상관관계를 확인할 수 없었다. 이러한 결과는 노르웨이의 사회맥락 및 제도적 상황에 기인한 것으로 추측되며 국가적 상황에 따라 장기요양서비스와 의료서비스 간 관계가 다르게 나타날 수 있다고 언급하였다(Deraas et al., 2011).

Ⅲ. 연구방법

1. 연구의 개념적 틀

선행연구 고찰 및 우리나라 노인장기요양보험을 둘러싼 제도적 배경을 바탕으로 개념적 틀을 구성하였다.

1.1 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료서비스 이용에 미친 영향

우리나라는 증가하는 노인 인구와 노인 인구에 필요한 돌봄서비스를 공공영역을 통해 제공할 필요성에 따라 2008년에 노인장기요양보험을 도입하였다. 노인장기요양보험의 도입은 노인장기요양서비스에 대한 접근성을 증가시키고 이는 곧 장기요양서비스의 수요로 이어질 것이다. 이러한 증가수요 일부는 의료서비스를 대체하여 나타날 수 있는데, 장기요양보험 도입 전에 장기요양 요구를 병원 장기입원을 통해 충족하고 있었던 노인들이 장기요양시설로 이동하며 입원서비스 이용은 감소하고 장기요양시설 이용은 증가하게 될 것이다. 즉, 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용에 미치는 영향에는 사회적 입원 감소 효과가 포함될 것이다.

한편, 본인부담액상한제에 적용받아 기준액 초과 금액에 대한 법정본인부담금이 면제되는 환자의 경우, 장기요양시설로 이전할 유인이 적어지며 이는 곧 노인장기요양보험 도입이 가지는 사회적 입원을 줄이는 효과를 감소시킬 수 있다.

연구가설 1-1: 장기요양보험 도입으로 노인의 장기입원(사회적입원)이 감소하였을 것이다.

연구가설 1-2: (하위그룹 분석) 장기요양보험 도입으로 장기입원 감소

효과는 본인부담액상한을 초과한 노인에게는 나타나지 않을 것이다.

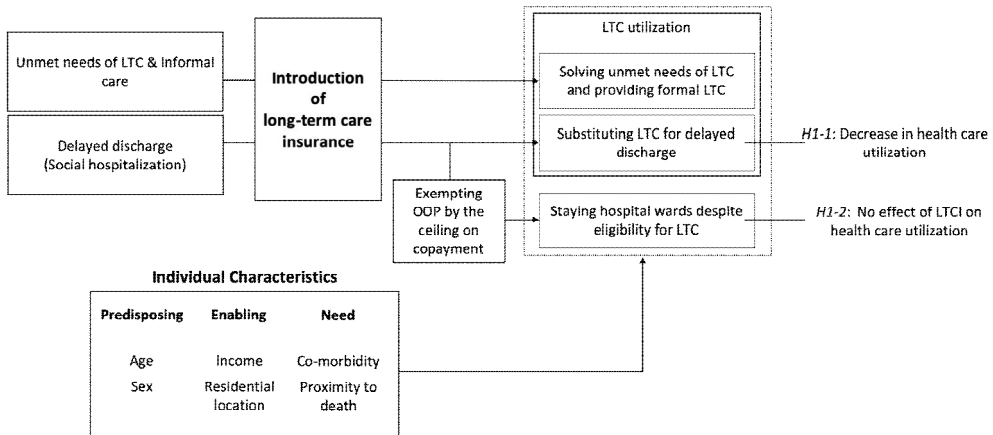


그림 2 — 개념적 틀: 노인장기요양보험 도입이 노인 의료이용에 미친 영향

Abbreviations: LTC: long-term care; OOP, out-of-pocket payment

1.2 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향

노인장기요양보험이 도입되기 전 장기요양 요구를 요양병원 내 입원을 통해 해결하고 있던 노인의 경우에는 노인장기요양보험이 도입되어 공적 장기요양서비스 이용이 가능해지면 장기요양시설 이용으로 입원서비스가 대체될 것이다.

한편, 요양병원 내 장기입원을 방지하기 위해 재원일수에 따른 입원료수가 감산제가 시행되고 있는데, 수가 감산에 적용받는 환자가 입원해 있는 경우 감산된 금액만큼 병원의 수입이 감소하므로 환자의 퇴원을 유도

할 가능성이 있고 이는 요양병원 내 입원 환자의 장기요양시설 이용 증가로 이어질 수 있다. 또한, 병상가동률이 낮은 요양병원에서는 수가 감소에 따른 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용 효과가 나타나지 않을 수도 있는데, 병상가동률이 낮은 병원의 경우 수가가 감소 되는 입원 환자를 퇴원할 유인이 낮기 때문이다. 즉, 수가 감소가 되는 입원 환자가 퇴원하여 병상을 비우는 것보다는 감소가 적용되는 환자라 하더라도 퇴원하지 않고 입원을 유지하는 것이 병원의 수익적인 측면에서는 도움이 될 것이다.

연구가설 2-1: 노인장기요양보험 도입으로 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용이 증가하였을 것이다.

연구가설 2-2: (조절 효과) 재원일수에 따른 입원료 수가 감소는 노인 장기요양보험 도입으로 인한 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용 증가를 유도하였을 것이다.

연구가설 2-3: (하위그룹 분석)입원료 수가 감소으로 인한 장기요양 시설 이전 효과가 병상가동률이 낮은 요양병원에서 작게 나타날 것이다.

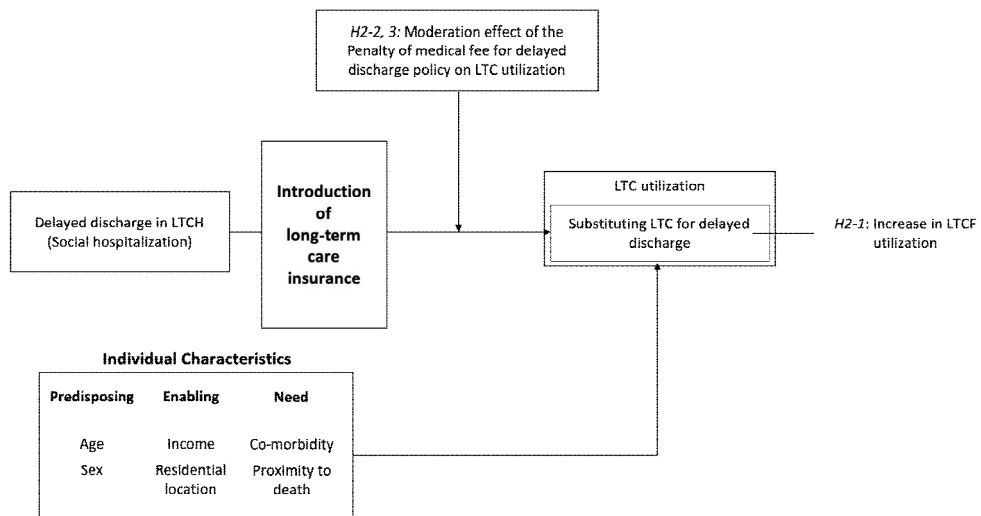


그림 3 — 개념적 틀: 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향

Abbreviations: LTC: long-term care; LTCH, long-term care hospital; LTCF, long-term care facility

2. 자료원

분석에 활용된 자료원은 국민건강보험공단에서 제공하고 있는 건강보험 DB와 노인장기요양 DB를 활용하였다. 국민건강보험공단의 건강보험 DB와 노인장기요양 DB는 의료기관 장기요양 제공기관의 심사청구자료로 구축된 자료원으로 보험급여가 지급된 의료이용의 전수가 포함되어 있다. 본 연구를 위해서 건강보험 DB와 노인장기요양 DB의 2007년부터 2014년까지 수집된 총 8년간의 자료를 활용하였다. 건강보험 DB에는 건강보험 가입자와 의료수급권자의 자격 요건 정보(성, 연령, 가입자 구분, 소득분위, 장애, 사망 정보 등)와 함께 의료이용을 파악할 수 있는 요양급여 청구 명세가 포함된다. 노인장기요양 DB에는 노인장기요양서비스 신청자의 자격인정 관련 데이터, 장기요양서비스 이용 명세, 장기요양서비스를 이용한 장기요양서비스 제공기관 정보가 수록되어 있다.

3. 분석방법

3.1 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료서비스 이용에 미친 영향

전체 의료서비스 이용에 미친 영향

노인장기요양보험 도입 이후 의료서비스 이용이 어느 정도 감소하였는지 파악하기 위해 일반화 이중차이분석(GDD, Generalized Difference-in-Difference)을 수행하였다. 또한, 노인장기요양보험 도입이 노인의 의료이용 양상에 미치는 영향을 살펴보기 위한 분석이므로 2-part model을 적용하였다. 종속변수인 의료서비스 이용과 관련된 항목(의료비 지출, 재원 일수, 병원 방문 횟수 등)은 많은 0의 값을 가지고 오른쪽으로 치우친 분포를 한다. 이러한 변수를 선형관계를 가정하고 분석을 하면 회

귀분석의 기본 가정인 오차항의 정규성, 등분산성이 위배 될 가능성이 크다. 또한, 의료이용은 의원과 병원을 찾아가기까지는 환자 개인의 의사결정이 주요한 영향을 미치지만, 방문 이후에 의료비지출 규모를 결정하는데 환자의 대리인으로서 의료인력의 영향이 크게 개입될 수 있는 특성을 가진다. 이러한 이유로 의료이용 여부의 이항변수를 probit, logit 함수를 통해 이용확률을 추정하고 의료이용이 한 번이라도 있는 대상을 한정하여 의료이용량에 대해 추정하는 2-part model을 적용하였다.

이중차이분석에서 가장 중요한 것은 적절한 정책수혜군과 비교군을 설정하는 것이다. 전향적으로 연구 참가자를 모집하는 무작위임상시험과 달리 후향적으로 정책수혜군과 비교군을 설정하는 준실험모형에서 두 군이 비슷한 특성을 가지도록 대상자를 선정하는 것이 무엇보다 중요하다. 본 연구에서는 정책수혜군과 비교군 설정을 위해 노인장기요양보험 수급 인정 기준이 되는 장기요양인정점수를 활용하였다. 2008년 7월 노인장기요양보험제도가 도입되었을 때 장기요양서비스 인정자의 진입등급인 3등급으로 인정받는데 필요한 최저 점수는 55점이었다. 역치를 이용하여 수급권자를 결정하는 경우 아주 근사하게 역치값에 수렴하는 경우라도 역치에 완전히 다다르지 못한다면 비수혜자로 분류되게 된다. 이에 본 분석에서는 장기요양 시설 서비스 수급자로 분류되는 최소 점수인 55점에 근접하여 51, 52점을 받은 수급자를 비교군으로 설정하고 55, 56점으로 수급자가 된 경우를 정책수혜군으로 설정하였다. 51, 52점으로 노인장기요양서비스 비 수혜자가 된 집단과 55, 56점으로 정책수혜자가 된 집단은 장기요양서비스 이용 요구 측면에서 유사한 특성을 가질 가능성이 매우 커 준실험모형의 정책수혜군과 비교군 설정에 적합한 것으로 판단된다.

분석 모형은 다음과 같다.

$$HUT_{it} = \alpha + \tau D_{it} + \gamma Time_t + \lambda X_i + \epsilon_{it} \quad \cdots \text{모형 1-1}$$

α : 상수항, D_{it} : 정책수혜 여부, τ : 노인장기요양보험 도입 효과, $Time_t$: 시간 더미, X_i : 통제변수, ϵ_{it} : 오차항

일반화 이중차이분석의 주요 추정량은 정책수혜 여부(D)의 계수 τ 이다. 결과변수(HUT)는 의료서비스 이용 여부와 의료서비스 지출 수준으로 하였으며 추가로 외래서비스 이용과 입원서비스 이용을 구분하여 분석을 시행하였다.

표 4 — 변수 설명: 의료이용에 미친 영향(3등급 대상)

변수	유형	변수정의	설명
<i>Panel A: 결과변수(HUT)</i>			
전체 의료서비스 이용			
의료서비스 이용 여부	범주형	이용: 1 미이용: 0	각 기간(t)동안 개인(i)의 의료서비스 이용 여부
$\ln(\text{의료비 지출})/HCE > 0$	연속형		의료서비스를 한 번이라도 이용한 개인(i)이 각 기간(t)동안 지출한 전체 의료비지출에 상용로그를 취한 값
$\ln(\text{의료비 지출}+1)$	연속형		각 기간(t)동안 개인(i)이 지출한 전체 의료비지출+1에 상용로그를 취한 값
외래이용			
외래방문 여부	범주형	방문: 1 미방문: 0	각 기간(t)동안 개인(i)의 외래방문 여부
$\ln(\text{외래방문 횟수})$	연속형		각 기간(t)동안 개인(i)의 외래 방문 횟수에 상용로그를 취한 값
$\ln(\text{방문당 의료비지출})$	연속형		각 기간(t)동안 개인(i)의 외래방문당 평균 의료비지출에 상용로그를 취한 값
입원이용			
입원 여부	범주형	입원: 1 미입원: 0	각 기간(t)동안 개인(i)의 입원 여부
$\ln(\text{재원일수})$	연속형		각 기간(t)동안 개인(i)의 재원일수에 상용로그를 취한 값
$\ln(\text{입원비 지출})$	연속형		각 기간(t)동안 개인(i)의 입원비 지출에 상용로그를 취한 값
<i>Panel B: 설명변수</i>			
정책수혜 여부(D)	범주형	수혜자: 1 비수혜자: 0	수급자: 장기요양인정점수 55, 56점 비수급자: 51, 52점
정책 도입 전후(Time)	범주형	t-1: 도입 전	Time _{t-1} : 정책 도입 직전 (2008. 1. 1 ~ 6. 30.)
		t: 도입 직후	Time _t : 정책 도입 직후 (2008. 7. 1 ~ 12. 31.)
		t+1: 도입 6개월 후	Time _{t+1} : 정책 도입 6개월 후 (2009. 1. 1 ~ 6. 30.)

장기입원 이용에 미친 영향

노인장기요양보험 도입 이전에 돌봄서비스를 받기 위해 급성기병원과 요양병원에서 장기간 입원하는 노인이 장기요양보험도입 이후 어느 정도 감소하였는지 파악하기 위한 분석 모형은 다음과 같다.

$$LTADM_{it} = \alpha + \tau D_{it} + \gamma Time_t + \lambda X_i + \epsilon_{it} \quad \cdots \text{모형 1-2}$$

$LTADM_{it}$: 181일 이상 입원 여부, α : 상수항, D_{it} : 정책수혜 여부, τ : 노인장기요양보험 도입 효과, $Time_t$: 시간 더미, X_i : 통제변수, ϵ_{it} : 오차항

결과변수는 개인(i)의 각 시점(t)에 급성기병원 및 요양병원 내 181일 이상 입원 여부($LTADM$)이다. 국내 장기입원 관련 선행연구에서 장기입원을 정의할 때 입원료 감산이 이루어지는 재원일수를 기준으로 정의한 것을 참고하여 요양병원 대상 입원료 수가 감산이 적용되는 재원일수인 181일을 기준으로 장기입원을 조작적 정의하였다.

분석방법은 의료이용에 미친 영향을 알아보기 위한 연구와 마찬가지로 일반화 이중차이 모형을 적용하였다. 병원 내 장기입원이 대체될 것으로 예상되는 가장 직접적인 장기요양서비스는 장기요양 시설 서비스인 것을 고려하여, 연구대상자를 장기요양시설 입소가 가능한 2등급 인정자와 근소한 차이로 2등급을 받지 못한 군으로 선정하였다. 이에 정책수혜자(D)는 2등급이 부여되는 최소 점수를 넘는 75, 76점의 2등급 인정자로 정의하였으며, 비교군은 2등급 최소 기준에 못 미친 장기요양인정점수 71, 72

점을 받은 노인으로 정의하였다.

이와 함께 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미치는 영향이 본인부담액상한 초과 여부에 따라 다르게 나타나는지 확인하기 위해, 정책 도입 전인 t-1(2008. 1. 1 ~ 6. 30.)시기 동안 본인부담액 상한을 초과한 군과 미초과 군을 구분하여 하위그룹 분석을 시행하였다.

표 5 — 변수 설명: 장기입원에 미친 영향(2등급 대상)

변수	유형	변수정의	설명
<i>Panel A: 결과변수(LTADM)</i>			
장기입원 여부	범주형	이용: 1 미이용: 0	각 시점(t)별 개인(i)의 재원일수 181일 이상 입원 여부
<i>Panel B: 설명변수</i>			
정책수혜 여부(<i>Treated</i>)	범주형	수혜자: 1 비수혜자: 0	수급자: 장기요양인정점수 75, 76점 비수급자: 72, 73점
정책 도입 전후(<i>Post</i>)	범주형	t-1: 도입 전	Post _{t-1} : 정책 도입 직전 (2008. 1. 1 ~ 6. 30.)
		t: 도입 직후	Post _t : 정책 도입 직후 (2008. 7. 1 ~ 12. 31.)
		t+1: 도입 6개월 후	Post _{t+1} : 정책 도입 6개월 후 (2009. 1. 1 ~ 6. 30.)

3.2 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향

두 번째 분석에서는 대상자를 요양병원 내 입원 환자로 한정하여 장기요양보험이 도입된 이후 요양병원 입원 환자의 장기요양서비스 시설 이용의 변화를 확인하고자 한다. 연구대상자는 장기요양보험이 도입되기 직

전인 2008년 6월 30일 당시 요양병원에 입원해 있던 환자이며, 시설 전환 여부를 확인하기 위해 장기요양 2등급 대상자(장기요양 인정점수 75점, 76점)와 비 수혜군(장기요양 인정점수 71점, 72점)을 비교하였다.

$$LTCF_i = \alpha + \beta D_i + \lambda X_i + \epsilon_i \quad \dots \text{모형 2-1}$$

$LTCF_i$: 장기요양시설 이용 여부, α : 상수항, D_i : 정책수혜 여부, X_i : 통제변수, ϵ_i : 오차항

본 분석에서는 앞선 분석과 달리 장기요양보험 도입 전인 t-1 시점에 이용 내역이 존재하지 않아 정책 시행 전후를 비교하는데 어려움이 존재했다. 따라서 본 모형에는 장기요양시설 이용에 미친 영향을 확인하기 위한 모형에는 시간 변수(*Time*)가 누락되었다. 결과변수인 장기요양시설 이용 여부($LTCF$)는 요양병원 퇴원 이후 장기요양시설을 이용하였는지의 이항변수이다. 2008년 6월 30일까지 요양병원 내 입원해 있던 환자가 7월 1일~12월 31일 동안 장기요양시설을 한 번이라도 이용한 경우에는 ‘1’의 값을 가지며 이외에는 모두 ‘0’의 값을 가진다. 단, 퇴원한 후 6개월 이내에 병원 입원 및 시설입소 기록이 없는 환자는 입원서비스 및 장기요양 시설 서비스 양쪽의 요구가 없는 환자이므로 분석에서 제외하였다.

$$LTCF_i = \alpha + \beta D_i + \gamma LoS_i + \delta (D_i \times LoS_i) + \lambda X_i + \epsilon_i \quad \dots \text{모형 2-2}$$

$LTCF_i$: 장기요양시설 이용 여부, α : 상수항, D_i : 정책수혜 여부, LoS_i : 재원일수 180, 360일

초과 여부, δ : 재원일수 180, 360일 초과 여부와 정책수혜 여부의 교호작용항, X_i : 통제변수, ε_{ij} : 오차항

두 번째 모형은 기본 모형에서 개인의 재원 일수가 수가감산이 적용되는 180일, 360일 초과 여부를 의미하는 가변수(LoS)를 포함하고 정책수혜 여부(D) 변수와 교호작용항을 포함하였다. 교호작용의 추정량(δ)을 통해 수가 감산이 적용되는 구간별로 정책수혜 여부에 따른 효과가 다르게 나타나는지 확인하고자 한다. 추가로, 수가감산으로 인한 장기입원 감소 효과가 입원한 병원의 병상가동률에 따라 다르게 나타날 것이라는 가설을 확인하기 위해 병상가동률이 높은 병원과 그렇지 않은 병원을 구분하여 하위그룹 분석을 시행하였다.

장기요양시설 이용이 가능한 정책수혜자에게서 시설 이용이 늘어나는 것은 당연한 결과로 예상되기 때문에 이에 관한 결과는 본 연구의 주요 관심사가 아니다. 이에 두 번째 연구의 주요 목적인 장기요양보험 도입으로 요양병원 내 입원 환자의 시설 전환에 미친 영향이 재원일수에 따른 입원료 감산에 따라 다르게 나타나는지 확인하였다.

3.3 분석에 활용된 통제변수

분석에 활용된 통제변수는 표 6과 같다. 인구·사회학적 특성으로 연령, 성별, 소득수준, 거주지역이 고려되었다. 소득수준은 건강보험 가입자 자격정보 DB에 가입자의 납입보험료를 기준으로 파악하였다. 납입보험료가 없는 의료급여 대상자를 가장 낮은 소득수준으로 정의하였고 납입보험료가 파악되는 건강보험가입자를 4분위로 분류하여 최하(의료급여)부터 최상(납입보험료 기준 상위 25%)까지 총 5개의 소득수준으로 분류하였다.

거주지역은 도시지역(특별시, 광역시, 시 및 하위 행정구역)과 농어촌지역(군 및 하위 행정구역)으로 구분하였다. 건강특성은 찰순동반상병지수와 사망근접도를 고려하였다. 찰순동반상병 지수는 2008년 1월 1일 기준 과거 1년간 의료이용 명세로 파악되는 주상병 및 부상병에 따라 정해진 가중치를 적용하여 산출하였다. 사망근접도는 2008년 7월 1일을 기준으로 사망일이 도래하기까지 남은 기간을 1년 단위로 측정하였다. 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향을 파악하기 위한 분석 모형 2-1, 2-2에서는 지역 내 요양병원 병상 수와 장기요양시설 침실 수가 통제변수로서 추가 고려되었다.

표 6 — 통제변수

변수	유형	변수정의	설명
인구·사회학적 특성			
연령	연속형		t-1시점 개인(i)의 연령
성별	범주형	0: 남자 1: 여자	개인(i)의 성별
소득수준	범주형	0: 최하 ~ 4: 최상	0: 의료급여 1: 납입 건강보험료 기준 25% 미만 2: 납입 건강보험료 기준 25% 이상 50% 미만 3: 납입 건강보험료 기준 50% 이상 75% 미만 4: 납입 건강보험료 기준 75% 이상
거주 지역	범주형	1: 농어촌지역 거주 0: 도시지역 거주	t-1시점 개인(i)의 거주 지역 도시지역: 특별시, 광역시, 시 및 이하 행정 구역 농어촌지역: 군 및 군 이하 행정구역
건강특성			
동반질환지수	범주형	0: CCI=0 1: CCI=1 2: CCI=2 3: CCI≥3	2008년 기준 과거 1년 동안 진료기록으로 산 출한 찰슨동반질환지수 (Charlson Co-morbidity Index)
사망근접도	범주형	0: 2년 이내 사망 1: 3년 이내 사망 2: 4년 이내 사망 3: 5년 이내 사망 4: 5년 이후 사망	2008. 7. 1 기준 사망일까지 근접도(1년 단위)
지역특성*			
지역 내 요양병원 병상 수	연속형		2008년 6월 30일 당시 입원한 요양병원이 소 재한 지역(시군구 단위) 내 노인 인구 1,000 명당 요양병원 병상 수
지역 내 장기요양 시설 침실 수	연속형		2008년 6월 30일 당시 입원한 요양병원이 소 재한 지역(시군구 단위) 내 노인 인구 1,000 명당 요양시설 침실 수

* 모형 2-1, 2-2에만 포함

IV. 연구결과

1. 연구대상자 선정 결과

분석 1: 노인장기요양보험이 의료서비스 이용에 미친 영향

연구대상자 선정 흐름도는 그림 4와 같다. 장기요양보험이 도입된 2008년에 장기요양등급신청자는 총 374,774명이었으며 이 중 65세 미만 신청자, 관찰 기간 중 사망자, 건강보험 자격자료 결측치 보유자, 2008년에 등급 신청을 하였지만 2009년에 등급 판정이 완료된 신청자를 제외하였다. 이에 따라 분석 1-1 대상자는 18,515명(정책수혜군: 10,180명, 비교군: 8,335명), 분석 1-2 대상자는 17,453명(정책수혜군: 9,923명, 비교군: 7,530명)이 선정되었다.

분석 2: 노인장기요양보험이 요양병원 입원환자의 장기요양시설에 미친 영향

장기요양보험 도입이 장기요양시설 이용에 미친 영향을 알아보기 위한 분석은 장기요양시설 이용이 가장 필요하다고 예상되는 요양병원 입원환자를 대상으로 하였다. 노인장기요양보험이 도입되기 직전인 2008년 6월 30일 당시 요양병원에 입원해 있던 환자를 대상으로 하였다. 대상자를 선정할 때 2008년 1월 1일부터 12월 31일까지 1년 동안 병원을 운영한 요양병원에 입원한 환자만 선정하였다. 이는 관찰 기간 중 병원의 휴폐업으로 정책효과와 무관하게 병원을 퇴원한 환자를 제외하기 위함이다.

최종적으로 정책수혜군 856명, 비교군 409명이 연구대상자로 선정되었다.

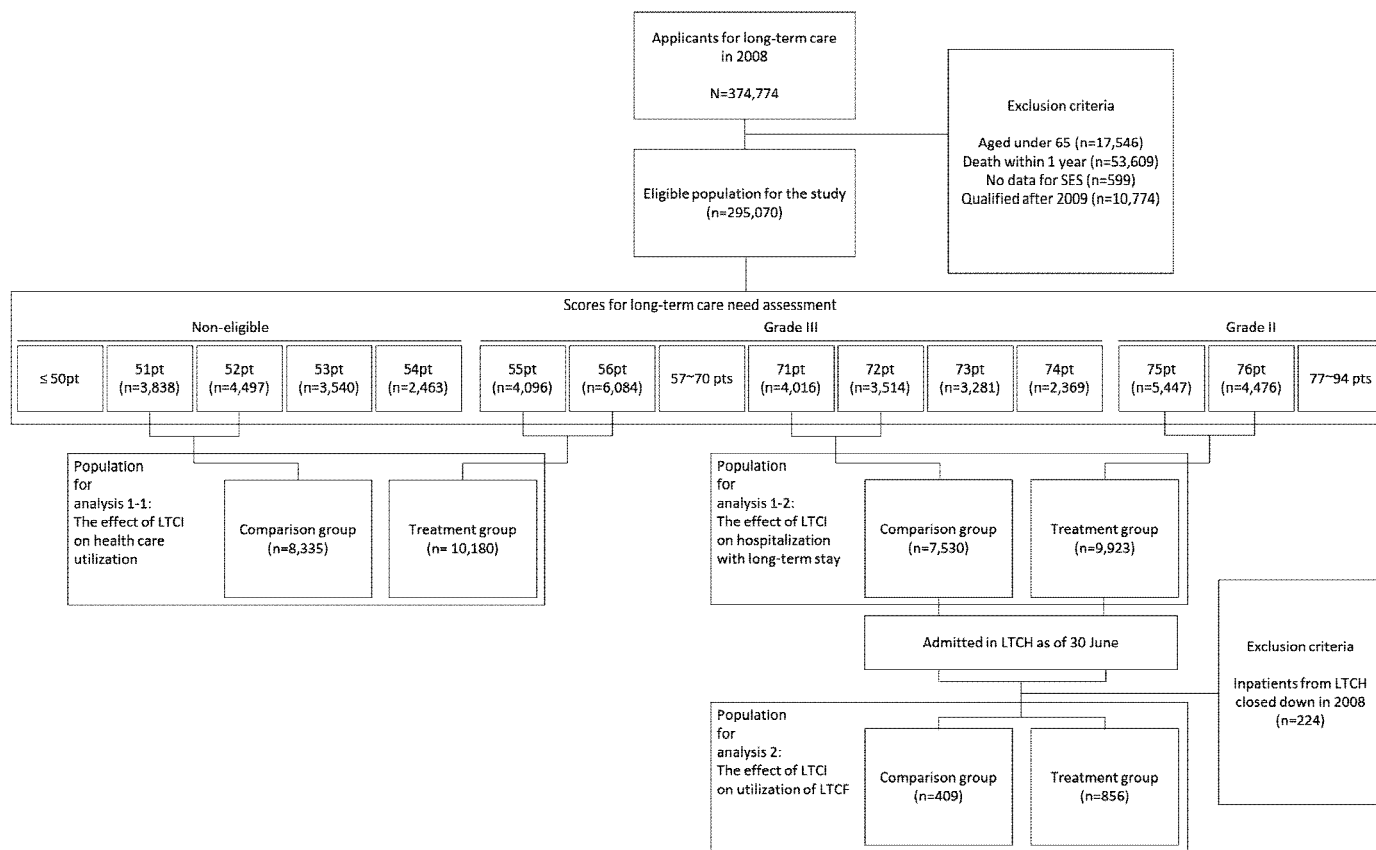


그림 4 —
연구대상
선정도

2. 장기요양보험도입이 의료서비스 이용에 미친 영향

2.1 기술통계

기본 특성

장기요양보험도입이 의료서비스 이용에 미친 영향을 알아보기 위한 분석 대상자의 일반 특성은 표 7과 같다. 장기요양보험의 진입등급인 3등급 인정 여부에 따른 정책수혜군과 비교군의 특성은 1, 2열에 제시하였다. 3등급 정책수혜군(장기요양 인정점수 55, 56점)은 89.4%가 등급 인정자였으며 10.6%는 비등급자로 판정되었다. 장기요양 인정점수에 따라 55점 이상이면 3등급이 부여되는 것이 일반적이지만 장기요양 인정점수가 55점 이상이라고 하더라도 필요서류를 미제출하거나 중도에 인정절차를 포기한 경우 최종적으로 등급이 부여되지 않을 수 있어 정책수혜군의 일부는 3등급 판정을 받지 못하였다. 한편 비교군(장기요양 인정점수 51, 52점)에서는 약 23.2%가 3등급 인정자인 것으로 나타났다. 원칙적으로 장기요양 인정점수가 55점 미만이면 장기요양 3등급으로 인정되지 않지만, 등급판정위원회 심의에서 특별한 사유가 인정되는 경우 등급이 부여되기도 한다.

장기요양시설 이용이 가능해지는 2등급 인정 여부에 따른 정책수혜군과 비교군의 특성은 3, 4열에 제시하였다. 정책수혜군(장기요양 인정점수 75, 76점)은 96.4%가 2등급 인정을 받았고 비교군(장기요양 인정점수 71, 72점)에서는 22.8%가 2등급 인정을 받았다. 2등급 구간에서도 75점을 넘는 정책수혜군이라 하더라도 등급이 부여되지 않은 대상이 소수 있으며 비교군이라 하더라도 등급판정위원회 심의에서 2등급으로 부여된 경우가 존재하였다.

표 7 — 기본 특성

	LTC Grade III		LTC Grade II	
	<i>T</i> (1)	<i>C</i> (2)	<i>T</i> (3)	<i>C</i> (4)
Share of the LTC eligible				
mean \pm s.d	0.894 \pm 0.308	0.232 \pm 0.422	0.964 \pm 0.187	0.228 \pm 0.419
Age				
mean \pm s.d	78.19 \pm 7.18	78.23 \pm 6.87	79.29 \pm 7.48	78.75 \pm 7.38
Female	7,578 (74.44)	6,449 (77.37)	7,509 (75.67)	5,595 (74.30)
Income level				
Lowest	3,357 (32.98)	3,227 (38.72)	2,207 (22.24)	1,922 (25.52)
Lower	1,258 (12.36)	1,047 (12.56)	1,322 (13.32)	967 (12.84)
Medium	1,030 (10.12)	795 (9.54)	1,110 (11.19)	799 (10.61)
Higher	1,435 (14.10)	1,076 (12.91)	1,711 (17.24)	1,233 (16.37)
Highest	3,100 (30.45)	2,190 (26.27)	3,573 (36.01)	2,609 (34.65)
Rural residence	2,345 (23.04)	2,100 (25.19)	1,697 (17.10)	1,351 (17.94)
Disability	3,049 (29.95)	2,311 (27.73)	3,092 (31.16)	2,367 (31.43)
CCI				
0	3,733 (36.67)	3,007 (36.08)	3,570 (35.98)	2,652 (35.22)
1	1,724 (16.94)	1,571 (18.85)	1,234 (12.44)	991 (13.16)
2	1,909 (18.75)	1,381 (16.57)	1,902 (19.17)	1,481 (19.67)
3 and over	2,814 (27.64)	2,376 (28.51)	3,217 (32.42)	2,406 (31.95)
Deceased within 2 years	995 (9.77)	770 (9.24)	1,704 (17.17)	1,063 (14.12)
within 3 years	1051 (10.32)	803 (9.63)	1,447 (14.58)	1,053 (13.98)
within 4 years	968 (9.51)	727 (8.72)	1,193 (12.02)	852 (11.31)
within 5 years	924 (9.08)	653 (7.83)	948 (9.55)	700 (9.30)
after 5 years	6,242 (61.32)	5,382 (64.57)	4,631 (46.67)	3,862 (51.29)
<i>N</i>	10,180	8,335	9,923	7,530

LTC, long-term care; *T*, treatment group; *C*, comparison group; s.d, standard deviation; CCI, charlson comorbidity index
% of *N* in parenthesis

3등급 대상자: 의료서비스 및 장기요양서비스 이용

장기요양보험도입 및 기준 완화 전후 장기요양 3등급 대상군의 의료서비스 및 장기요양서비스 이용 양상은 표 8에 제시하였다. 정책도입 전 비교군의 노인이 더 많은 의료이용을 하고 있었으나 정책수혜군에서 시간이 지남에 따라 비교군보다 높은 증가율을 보이며 t+1 시점에서는 양군의 의료이용이 비슷한 수준을 나타냈다. 의료서비스를 한 번이라도 이용한 대상자의 평균 의료비지출은 t-1시기에 비해 t+1시기에 증가하는 경향을 보였으나 비교군에서 더 높은 증가율을 확인할 수 있었다.

표 8 — 의료서비스 및 장기요양서비스 이용: 3등급 대상자

		<i>Ex ante</i>	<i>Ex post</i>	
		t-1	t	t+1
		('08. 1. 1 ~6. 30.)	('08. 7. 1 ~12. 31.)	('09. 1. 1 ~6. 30.)
<i>Panel A: Health care service</i>				
Total				
Probability of healthcare use	<i>T</i>	0.9360	0.9498	0.9490
	<i>C</i>	0.9491	0.9539	0.9509
HCE per patient \pm s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	1,580 \pm 3042	1,607 \pm 3133	1,796 \pm 3483
	<i>C</i>	1,402 \pm 2636	1,518 \pm 2927	1,772 \pm 3483
ln(HCE per patient)	<i>T</i>	12.95 \pm 1.72	12.95 \pm 1.73	12.98 \pm 1.76
	<i>C</i>	12.95 \pm 1.62	12.94 \pm 1.67	13.05 \pm 1.72
Outpatient				
Probability of outpatient visit	<i>T</i>	0.9212	0.9310	0.9206
	<i>C</i>	0.9398	0.9385	0.9233
Visits per person	<i>T</i>	16.93 \pm 19.16	16.51 \pm 19.08	16.06 \pm 18.77
	<i>C</i>	18.50 \pm 19.79	17.93 \pm 19.75	17.37 \pm 19.15
Average expenditure per patient \pm s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	508 \pm 1158	516 \pm 1217	516 \pm 1268
	<i>C</i>	497 \pm 1032	507 \pm 1127	511 \pm 1133
ln(Average expenditure per patient) \pm s.d	<i>T</i>	12.32 \pm 1.29	12.30 \pm 1.30	12.29 \pm 1.31
	<i>C</i>	12.38 \pm 1.24	12.34 \pm 1.27	12.36 \pm 1.27
Inpatient				
Probability of hospitalization	<i>T</i>	0.2748	0.2846	0.2753
	<i>C</i>	0.2722	0.2757	0.2881
Length of stay \pm s.d	<i>T</i>	38.99 \pm 49.88	43.00 \pm 54.30	53.79 \pm 64.07
	<i>C</i>	33.38 \pm 44.62	40.61 \pm 53.01	50.86 \pm 62.16
Average expenditure per patient \pm s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	3,677 \pm 4062	3,676 \pm 4169	4,462 \pm 4701
	<i>C</i>	3,172 \pm 3504	3,528 \pm 3911	4,209 \pm 4791
ln(Average expenditure per patient) \pm s.d	<i>T</i>	14.55 \pm 1.15	14.57 \pm 1.17	14.71 \pm 1.26
	<i>C</i>	14.43 \pm 1.12	14.52 \pm 1.18	14.67 \pm 1.19

(Continues)

표 8 — 이어서

		<i>Ex ante</i>		<i>Ex post</i>	
		t-1	t	t+1	
		('08. 1. 1 ~6. 30.)	('08. 7. 1 ~12. 31.)	('09. 1. 1 ~6. 30.)	
<i>Panel B: Long-term care service</i>					
Total					
Probability of long-term care use	<i>T</i>	-	0.6618	0.7432	
	<i>C</i>	-	0.1743	0.2750	
LCE per user ±s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	-	2,507 ±1803	3,445 ±1717	
	<i>C</i>	-	2,403 ±1729	3,085 ±1697	
ln(LCE per user) ±s.d	<i>T</i>	-	14.37 ±1.01	14.84 ±0.81	
	<i>C</i>	-	14.35 ±0.95	14.71 ±0.82	
Home care					
Probability of home care uses	<i>T</i>	-	0.5704	0.6500	
	<i>C</i>	-	0.1522	0.2421	
Average expenditure per user ±s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	-	1,997 ±1276	3,054 ±1424	
	<i>C</i>	-	1,953 ±1255	2,789 ±1440	
ln(Average expenditure per user) ±s.d	<i>T</i>	-	14.19 ±0.96	14.73 ±0.81	
	<i>C</i>	-	14.18 ±0.91	14.62 ±0.82	
Institutional care					
Probability of institutional care uses	<i>T</i>	-	0.0935	0.1025	
	<i>C</i>	-	0.0227	0.0373	
Average expenditure per user ±s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	-	5,554 ±1485	5,616 ±1842	
	<i>C</i>	-	5,361 ±1542	4,637 ±2253	
ln(Average expenditure per user) ±s.d	<i>T</i>	-	15.47 ±0.46	15.42 ±0.69	
	<i>C</i>	-	15.43 ±0.41	15.12 ±0.84	

T, treatment group; *C*, comparison group; ln, natural logarithm; HCE, health care expenditure; LCE, long-term care expenditure; s.d, standard deviation

2등급 대상자: 의료서비스 및 장기요양서비스 이용

장기입원서비스를 대체할 수 있다고 판단되는 장기요양시설 입소가 가능한 2등급 대상자와 비교군의 의료이용 특성은 표 9에 제시하였다. 2등급 대상자도 3등급 대상자와 마찬가지로 정책 도입 전에는 비교군에서 의료서비스를 이용할 가능성이 컸으나 정책 도입 후에는 양 군이 비슷한 의료이용 확률을 보였다. 의료이용자의 평균 의료비지출을 살펴보면 정책 도입 전 정책수혜군이 비교군보다 더 높은 의료비지출을 하고 있었지만, 정책 도입 후에 정책수혜군의 의료비지출이 더 많이 감소하면서 두 군의 의료비지출 격차가 줄어들었다.

표 9 — 의료서비스 및 장기요양서비스 이용: 2등급 대상자

		<i>Ex ante</i>		<i>Ex post</i>	
		t-1	t	t+1	
		('08. 1. 1 ~6. 30.)	('08. 7. 1 ~12. 31.)	('09. 1. 1 ~6. 30.)	
<i>Panel A: Health care service</i>					
Total					
Probability of healthcare use	<i>T</i>	0.9030	0.9358	0.9265	
	<i>C</i>	0.9169	0.9348	0.9296	
HCE per patient \pm s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	3,001 \pm 4727	2,799 \pm 4405	2,523 \pm 4428	
	<i>C</i>	2,308 \pm 4033	2,403 \pm 4055	2,372 \pm 4211	
ln(HCE per patient)	<i>T</i>	13.33 \pm 2.09	13.24 \pm 2.08	13.04 \pm 2.04	
	<i>C</i>	13.09 \pm 1.97	13.15 \pm 1.98	13.03 \pm 1.98	
Outpatient					
Probability of outpatient visit	<i>T</i>	0.8309	0.8732	0.8508	
	<i>C</i>	0.8752	0.8845	0.8677	
Visits per person \pm s.d	<i>T</i>	11.95 \pm 15.27	11.14 \pm 14.06	10.92 \pm 12.92	
	<i>C</i>	13.63 \pm 17.08	12.89 \pm 16.10	12.51 \pm 15.52	
Average expenditure per patient \pm s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	417 \pm 975	418 \pm 1043	418 \pm 1123	
	<i>C</i>	478 \pm 1108	482 \pm 1210	487 \pm 1283	
ln(Average expenditure per patient) \pm s.d	<i>T</i>	12.00 \pm 1.39	11.99 \pm 1.38	11.98 \pm 1.35	
	<i>C</i>	12.13 \pm 1.38	12.10 \pm 1.39	12.07 \pm 1.40	
Inpatient					
Probability of hospitalization	<i>T</i>	0.3898	0.4077	0.3191	
	<i>C</i>	0.3348	0.3612	0.3108	
Length of stay \pm s.d	<i>T</i>	78.82 \pm 70.39	75.59 \pm 69.12	84.17 \pm 76.32	
	<i>C</i>	63.46 \pm 65.30	67.87 \pm 68.55	78.78 \pm 76.23	
Average expenditure per patient \pm s.d (in thousand Won)	<i>T</i>	6,063 \pm 5412	5,528 \pm 5047	6,211 \pm 5453	
	<i>C</i>	5,174 \pm 4992	5,096 \pm 4872	5,867 \pm 5249	
ln(Average expenditure per patient) \pm s.d	<i>T</i>	15.10 \pm 1.20	15.00 \pm 1.26	15.08 \pm 1.27	
	<i>C</i>	14.86 \pm 1.23	14.89 \pm 1.23	14.98 \pm 1.27	
Probability of long-term stay (181 days+)	<i>T</i>	0.1122	0.0510	0.1259	
	<i>C</i>	0.0717	0.0398	0.1045	

(Continues)

표 9 — 이어서

			<i>Ex ante</i>	<i>Ex post</i>	
			t-1	t	t+1
			('08. 1. 1 ~6. 30.)	('08. 7. 1 ~12. 31.)	('09. 1. 1 ~6. 30.)
<i>Panel B: Long-term care service</i>					
Total					
Probability of long-term care use	<i>T</i>	-		0.7096	0.7925
	<i>C</i>	-		0.6657	0.7599
LCE per user ±s.d	<i>T</i>	-		3,719 ±2275	4,777 ±2064
(in thousand Won)	<i>C</i>	-		3,099 ±2151	4,032 ±1953
ln(LCE per user) ±s.d	<i>T</i>	-		14.80 ±1.00	15.17 ±0.83
	<i>C</i>	-		14.56 ±1.07	14.99 ±0.85
Home care		-			
Probability of home care uses	<i>T</i>	-		0.3780	0.4234
	<i>C</i>	-		0.4665	0.5458
Average expenditure per user ±s.d	<i>T</i>	-		2,278 ±1542	3,308 ±1759
(in thousand Won)	<i>C</i>	-		2,059 ±1391	3,168 ±1500
ln(Average expenditure per user)	<i>T</i>	-		14.26 ±1.03	14.71 ±1.01
±s.d	<i>C</i>	-		14.18 ±1.03	14.74 ±0.87
Institutional care		-			
Probability of institutional care uses	<i>T</i>	-		0.3729	0.4189
	<i>C</i>	-		0.2093	0.2381
Average expenditure per user ±s.d	<i>T</i>	-		4,767 ±2284	5,694 ±1909
(in thousand Won)	<i>C</i>	-		5,171 ±1933	5,662 ±1824
ln(Average expenditure per user)	<i>T</i>	-		15.14 ±0.89	15.43 ±0.67
±s.d	<i>C</i>	-		15.31 ±0.74	15.43 ±0.64

T, treatment group; *C*, comparison group; ln, natural logarithm; HCE, health care expenditure; LCE, long-term care expenditure; s.d, standard deviation

2.2 노인장기요양보험이 의료서비스 이용에 미친 영향

3등급 대상자

노인장기요양보험 도입 효과를 알아보기 위한 2008년 분석결과에 따르면 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용 여부에는 영향을 미치지 않았지만(표 10-1, 2열), 정책 도입 효과로 의료서비스 이용자의 의료서비스 지출은 10.6% 감소한 것으로 나타났다(표 10-3열). 개인 고정효과를 포함한 분석에서는 의료비지출이 9.4%로 감소한 것으로 나타나 정책효과가 더 적게 추정되었다(표 10-4열).

2-part model을 적용하지 않고 전체 대상자의 의료비지출을 종속변수로 하여 분석한 결과는 표 10의 5, 6열에 제시하였다. log 변환 시에 의료비지출이 0원인 대상자가 누락 되지 않도록 의료비지출 값에 1을 더하여 분석에 활용하였다. 그 결과 의료비지출에 미친 노인장기요양보험 도입 효과 추정치(τ)가 음의 값을 가지긴 하였지만, 통계적으로 유의한 결과를 나타내지는 않았다.

표 10 — 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	2PM				ln(HCE+1)	
	Health care uses		ln(HCE) HCE>0			
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
DD estimate						
τ	1.01 [0.88, 1.17]	0.001 (0.015)	-0.112 (0.027)**	-0.099 (0.020)**	-0.092 (0.050)	-0.049 (0.036)
Constant	6.027 (0.230)***	1.103 (0.050)***	15.091 (0.087)***	12.952 (0.009)***	16.089 (0.160)***	12.198 (0.016)***
Fixed effect						
Individual	No	No	No	Yes	No	Yes
Time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fit statistics						
(Pseudo-) R-square	0.173	-	0.075	0.001	0.110	0.002
AIC	22,766.49	110,792.5	-	-	-	-
N	55,545	55,545	52,646	52,646	55,545	55,545

2PM, 2 part model; ln, natural logarithm; HCE, healthcare expenditure; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for log-transformed HCE (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

의료이용에 미친 영향을 자세히 살펴보기 위해 의료서비스 이용을 외래와 입원 이용으로 구분하여 분석을 시행하였다. 노인장기요양보험의 정책효과로 나타난 의료이용 변화는 외래서비스와 입원서비스에서 다른 양상을 보였다.

외래서비스의 경우 노인장기요양보험 도입이 외래방문 이용에 미친 영향은 없었으며 방문 횟수에도 차이가 나타나지 않았다. 반면 한 번이라도 외래이용을 한 환자의 1회 방문당 지출액은 3.0% 감소한 것으로 나타났다 (표 11-6열).

표 11 — 노인장기요양보험 도입이 외래서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	Outpatient visit		ln(No. of visit) No. of visit>0		ln(Expenditure per visit) No. of visit>0	
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
DD estimate						
τ	1.00 [0.88, 1.13]	-0.001 (0.015)	-0.019 (0.015)	0.011 (0.009)	-0.032 (0.013)*	-0.030 (0.009)**
Constant	5.599 (0.200)***	1.133 (0.050)***	3.639 (0.087)***	2.414 (0.004)***	11.059 (0.044)***	9.935 (0.004)***
Fixed effect						
Individual	No	No	No	Yes	No	Yes
Time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fit statistics						
(Pseudo-) R-square	0.113	-	0.080	0.004	0.034	0.001
AIC	28,579.83	110,641.6	-	-	-	-
N	55,545	55,545	51,579	51,579	51,579	51,579

ln, natural logarithm; HCE, healthcare expenditure; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; AIC, Akaike information criterion
Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM and OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

입원서비스의 경우에는 정책효과로 인해 입원서비스 이용이 줄어든 것으로 나타났다. 선형확률모형(Linear probability model; LPM)으로 확인한 이중차이분석 추정치에 따르면 입원 이용확률이 2.7% 감소한 것으로 나타났다으며 통계적으로 유의한 차이를 보였다($p\text{-value}<0.001$). 입원서비스 이용환자만 재원 일수에 미친 영향을 살펴본 분석에서는 개인 고정효과를 고려한 모형과 고려하지 않은 모형이 다른 결과를 나타냈다. 고정효과를 고려하지 않은 모형에서는 입원서비스를 이용한 환자의 재원 일수에는 정책 도입이 가지는 영향이 없었으나(표 13-3열), 고정효과를 포함한 분석에서는 정책 도입으로 인한 재원 일수 감소 효과가 통계적으로 유의한 결과(표 13-4열)를 보였다. 입원서비스를 이용한 환자의 입원비 지출 규모도 고정효과를 고려한 모형에서는 장기요양보험 도입으로 입원비 지출이 9.5% 감소한 것으로 나타났다.

표 13 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	Hospitalization		ln(LoS) LoS>0		ln(Inpatient expenditure) LoS>0	
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
DD estimate						
τ	0.85 [0.79, 0.91]***	-0.027*** (0.008)	-0.049 (0.041)	-0.170*** (0.043)	-0.064 (0.034)	-0.100* (0.041)
Constant	-0.323** (0.117)	0.397*** (0.027)	2.725*** (0.140)	2.816*** (0.018)	15.182*** (0.118)	14.507*** (0.017)
Fixed effect						
Individual	No	No	No	Yes	No	Yes
Time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fit statistics						
(Pseudo-) R-square	0.049	-	0.025	0.019	0.036	0.014
AIC	65,707.03	69,174.5	-	-	-	-
N	55,545	55,545	15,197	15,197	15,197	15,197

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM and OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

2등급 대상자

노인장기요양보험 도입이 2등급 대상자의 입원 이용에 미친 영향은 표 14에 제시하였다. 시설 이용이 가능해지는 2등급 대상자로 분석한 결과는 3등급과 달리 입원 여부, 입원환자의 재원 일수, 입원비 지출 모두 통계적으로 유의한 결과를 보였으며 입원 이용확률은 6.9% 감소하였고 입원 환자 재원 일수와 입원비 지출은 각각 21.7%, 21.6% 감소한 것으로 나타났다.

요양병원 입원 이용에 한정하여 정책효과를 평가한 분석결과는 표 15에 제시하였다. 전체 입원 이용에 대해 분석한 결과와 유사하게 요양병원 입원 이용확률, 재원 일수, 입원비 지출 모두 감소한 것으로 나타났다. 다만 전체 입원 이용과 비교하였을 때 정책효과의 크기가 줄어든 것을 확인할 수 있다.

표 14 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 2등급 대상자

	Hospitalization		ln(LoS) LoS>0		ln(Inpatient expenditure) LoS>0	
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
DD estimate						
τ	0.73 [0.68, 0.78]***	-0.069 (0.008)***	-0.117 (0.038)**	-0.245 (0.035)***	-0.142 (0.033)***	-0.243 (0.033)***
Constant	-0.074 (0.110)	0.477 (0.024)***	3.272 (0.128)***	3.593 (0.015)***	15.609 (0.110)***	15.075 (0.014)***
Fixed effect						
Individual	No	No	No	Yes	No	Yes
Time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fit statistics						
(Pseudo-) R-square	0.076	-	0.035	0.007	0.042	0.013
AIC	68207.09	65301.82	-	-	-	-
N	52,359	52,359	18,661	18,661	18,661	18,661

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; AIC, Akaike information criterion
Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM and OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 15 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원서비스 이용에 미친 영향: 2등급 대상자

	Hospitalization in LTCH		ln(LoS) LoS>0		ln(Inpatient expenditure) LoS>0	
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
DD estimate						
τ	0.80 [0.73, 0.88]***	-0.023 (0.006)***	-0.061 (0.081)	-0.206 (0.048)***	-0.076 (0.052)	-0.238 (0.051)***
Constant	-2.743 (0.146)***	-0.078 (0.019)	3.516 (0.167)***	4.240 (0.020)***	14.703 (0.174)***	15.187 (0.022)***
Fixed effect						
Individual	No	No	No	Yes	No	Yes
Time	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Fit statistics						
(Pseudo-) R-square	0.071	-	0.032	0.023	0.042	0.026
AIC	46,368.84	44,375.19	-	-	-	-
N	52,359	52,359	8,476	8,476	8,476	8,476

LTCH, long-term care hospital; ln, natural logarithm; LoS, length of stay; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM and OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

시설입소가 가능한 2등급을 부여받은 수혜자를 대상으로 노인장기요양보험 도입이 181일 이상 입원 여부에 미친 영향을 살펴보면 정책효과로 인해 통계적으로 유의하게 장기입원이 줄어들었다(표 16). 선형확률모형으로 효과 크기를 추정한 결과, 정책효과로 인해 장기입원이 1.6% 감소한 것으로 나타났다.

본인부담액상한제가 노인장기요양보험의 장기입원 감소에 미친 영향을 파악하기 위한 하위그룹 분석을 시행한 결과, 정책 시행 전인 t-1시기에 본인부담상한을 초과하지 않은 대상군에서는 장기입원 감소 효과가 기본 분석과 유사한 결과를 보였다(OR: 0.79, p-value=0.011). 반면 본인부담상한 초과 군에서는 장기입원 감소 효과를 확인할 수 없었다(OR: 0.83, p-value=0.126). 다만, 장기입원 감소 효과 수준을 직관적으로 확인하기 위해 시행한 선형확률모형 분석결과는 하위그룹 분석에서는 양 군 모두 유의한 결과를 나타내지 않았다.

표 17은 요양병원 내 장기입원 여부를 결과변수로 한 분석결과이다. 제도 도입이 요양병원 내 장기입원 이용에 미친 영향은 전체 의료기관을 대상으로 한 결과와 비슷한 양상을 보였으며 효과 크기도 큰 차이를 나타내지는 않았다.

표 16 — 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미친 영향: 2등급 대상자

	Hospitalization with 181 days+	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>Panel A: Base analysis</i>		
All sample		
τ	0.79 [0.70, 0.89]***	-0.016 (0.001)*
Constant	-3.355 (0.193)***	0.091 (0.021)***
Pseudo r-square	0.091	-
AIC	30,666.44	30,089.73
<i>N</i>	52,359	52,359
<i>Panel B: Sub-group analysis</i>		
Sub-group 1: OOP < ₩ 2M at t-1		
τ	0.79 [0.66, 0.95]*	-0.012 (0.011)
Constant	-2.958 (0.260)***	0.136 (0.034)***
Pseudo r-square	0.047	-
AIC	17,746.57	21,071.64
<i>N</i>	46,644	46,644
Sub-group 2: OOP ≥ ₩ 2M at t-1		
τ	0.83 [0.65, 1.06]	0.017 (0.043)
Constant	-3.799 (0.417)***	0.122 (0.126)
Pseudo r-square	0.281	-
AIC	7,700.16	8,145.08
<i>N</i>	5,715	5,715

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

LPM, linear probability model; OOP, out-of-pocket payment; M, million; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 17 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 내 장기입원에 미친 영향: 2등급 대상자

	Hospitalization with 181 days+ at LTCH	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>Panel A: Base analysis</i>		
All sample		
τ	0.77 [0.68, 0.88]***	-0.014 (0.006)*
Constant	-3.888 (0.207)	0.057 (0.020)**
Pseudo r-square	0.085	-
AIC	27,711.34	27,136.32
<i>N</i>	52,359	52,359
<i>Panel B: Sub-group analysis</i>		
Sub-group 1: OOP < ₩ 2M at t-1		
τ	0.79 [0.65, 0.96]*	-0.014 (0.012)
Constant	-3.658 (0.279)***	0.099 (0.038)**
Pseudo r-square	0.048	-
AIC	15,911.42	20,219.54
<i>N</i>	46,644	46,644
Sub-group 2: OOP ≥ ₩ 2M at t-1		
τ	0.81 [0.63, 1.03]	0.014 (0.043)
Constant	-3.987 (0.421)***	0.084 (0.121)
Pseudo r-square	0.241	-
AIC	7,384.52	7,663.43
<i>N</i>	5,715	5,715

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

LTCI, long-term care insurance; LTCH, long-term care hospital; LPM, linear probability model; OOP, out-of-pocket payment; M, million; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

2.3 강건성 검증

Parallel trends

이중차이분석에서 가장 중요한 가정은 정책개입이 없었다면 정책수혜군과 비교군 양쪽에서 시간 경과에 따른 결과변수의 변화 양상이 일정하게 유지하였을 것이라는 가정이다. 본 분석에서 parallel trends를 확인하기 위해 2007년 7월 1일부터 2009년 6월 30일까지 분기별 의료이용양상을 그림 5에 제시하였다. 그림에는 분기별 평균치와 95% 신뢰구간이 포함되었다.

3등급을 대상으로 한 정책수혜군과 비교군 간에 의료이용 여부를 분기별로 확인한 결과, 정책 도입 전까지 두 군의 의료이용이 시간이 흐름에 따라 일정하게 증가하는 것을 확인할 수 있다. 반면, 정책 도입 후에는 비교군에서는 의료이용의 일정한 증가세가 유지되었지만 정책수혜군에서 의료이용자가 소폭 줄어들었다가 다시 증가하는 경향을 보였다. 매 분기 1인당 평균 의료비지출을 확인한 결과에서도 정책 도입 전에 양 군에서 비슷한 의료비지출 양상이 확인되었다. 노인장기요양보험이 도입된 2008년 3분기까지 의료비지출이 지속해서 증가하였으며 양 군 간의 증가 양상이 비슷한 간격을 유지하는 것을 볼 수 있다. 한편, 노인장기요양보험 도입 이후에는 양 군 모두 지출 수준이 감소하는 양상을 보였지만 정책수혜군의 의료비지출 감소 규모가 비교군의 감소 규모보다 더 크게 나타나 두 군 간에 지출 규모 차이가 좁혀졌다(그림 5A).

2등급 대상자의 Parallel trends를 확인하였을 때도 정책 도입 전까지는 의료서비스 이용, 의료서비스 지출 모두 증가하는 경향을 확인할 수 있다. 정책 도입 후에는 정책수혜군, 비교군 모두 의료이용, 의료비지출이

감소하였고 정책수혜군의 감소 폭이 비교군보다 더 크게 나타났다(그림 5 B).

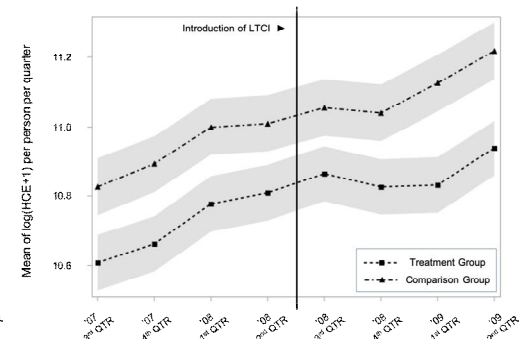
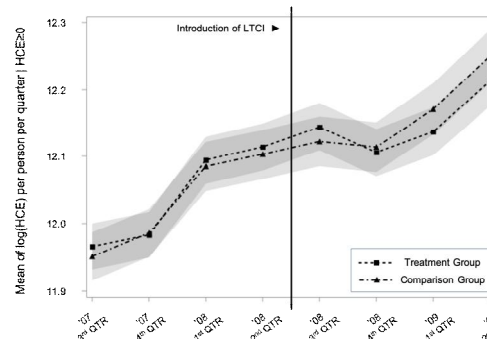
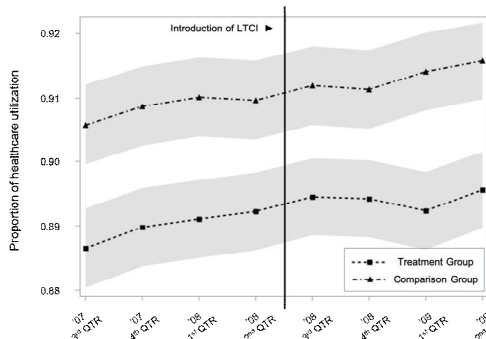


그림 5A — 정책수혜군 및 비교군의 의료서비스 이용 경향: 3등급 대상자

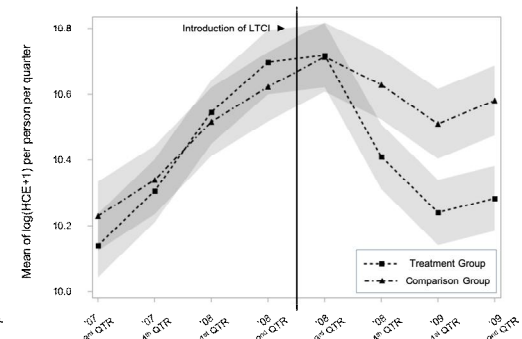
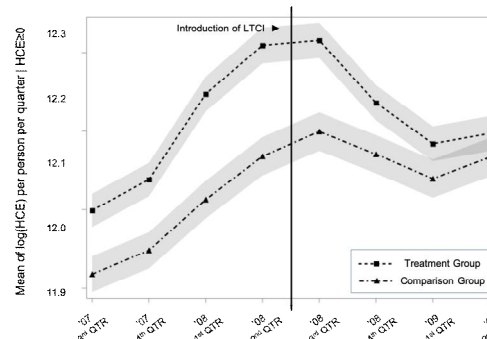
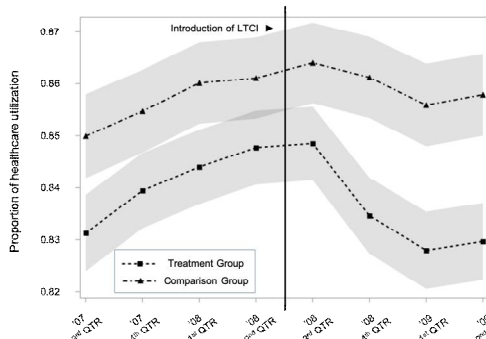


그림 5B — 정책수혜군 및 비교군의 의료서비스 이용 경향: 2등급 대상자

Note: The grey-shaded area represents the 95% confidence interval
LTCI, long-term care insurance; HCE, health care expenditure; QTR, quarter

2등급 대상자의 경우 정책도입 전후 입원서비스 이용과 장기입원 경향을 추가로 확인하였으며 그 결과는 그림 6과 같다. 양군에서 입원 이용, 장기입원 모두 정책 도입 전까지 꾸준히 증가하는 경향을 보였다. 입원 이용의 경우 정책 도입 후에는 양군에서 모두 감소하였으나 정책수혜군의 감소 폭이 더 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 장기입원 경향에서는 비교군은 시간이 지남에 따라 꾸준한 증가세를 유지했지만 정책수혜군은 증가세가 둔화된 결과를 보였다.

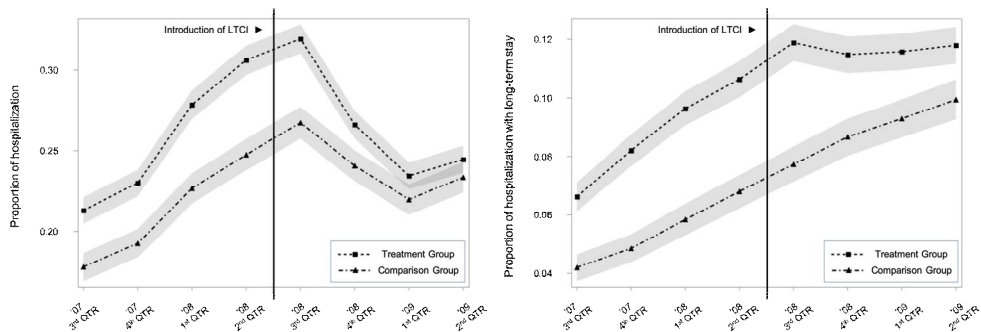


그림 6 — 정책수혜군 및 비교군의 입원 서비스 이용 경향: 2등급 대상자

Note: The grey-shaded area represents the 95% confidence interval
LTCI, long-term care insurance; QTR, quarter

장기요양인정점수에 따른 정책수혜군 및 비교군 구분

장건성 검증을 위해 장기요양인정점수를 활용하여 정책수혜군과 비교군을 구분하는 것이 적합한 방법인지 확인하는 분석을 시행하였다. 현재 기본분석은 장기요양 3등급 기준 점수가 되는 55점을 기준으로 55점, 56점은 정책수혜군으로 분류하였고 51, 52점은 비교군으로 분류하였다. 이

러한 접근방법은 55점에 근사하지만 정책수혜군이 되지 못한 51, 52점 대상자들이 55점, 56점으로 정책수혜군이 된 대상자들과 사실상 유사한 특성을 가질 것이라는 가정을 전제로 한다. 이러한 가정하에 정책수혜군과 비교군 간에 나타난 의료이용의 차이는 정책효과로부터 비롯된 것으로 간주하는 것이다. 이러한 결론의 강건성을 확인하기 위하여 장기요양인정점수를 통한 대상군 구분을 정책수혜여부와 무관한 점수 구간에 적용하여 동일한 이중차이분석을 시행한 후에 기본분석과 결과를 비교하였다. 기본분석에서 나타난 정책수혜군과 비교군에서 나타난 의료이용 차이가 정책효과로부터 비롯되었다면 정책수혜여부와 무관한 점수 구간에서 정책효과가 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않을 것이다.

강건성 검증을 위한 분석 대상군을 그림 7과 같이 장기요양등급이 인정되는 55점 이상과 55점 미만 구간으로 구분하였다. 첫 번째 강건성 검증에서는 정책수혜군으로 정의되었던 55점, 56점 대상자를 비교군으로 하고 기본분석과 마찬가지로 3점 간격을 두고 59점, 60점을 가상의 정책수혜군으로 정의하여 이중차이분석을 시행하였다. 두 번째는 정책수혜군과 비교군 모두 장기요양이 인정되지 않는 55점 미만 구간에 대한 분석으로 기본분석에서 정책 비교군으로 정의되는 51, 52점 대상자를 강건성 검증에서는 가상의 정책수혜군으로 정의하고 3점 간격을 두고 47, 48점 대상자를 비교군으로 정의하여 이중차이분석을 시행하였다.

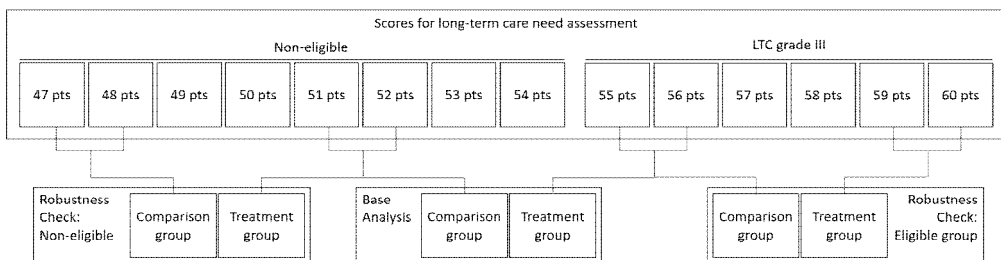


그림 7 — 강건성 검증을 위한 대상자 선정: 3등급

기본분석의 결과인 의료이용자의 의료비지출 수준 감소가 정책효과로 비롯된 것이라면 강건성 검증을 위한 분석은 통계적으로 유의한 결과를 나타내서는 안 된다. 표 18에 제시된 결과를 확인하면 의료이용 여부의 경우 기본분석을 포함한 모든 분석에서 유의한 결과를 보이지 않았다. 의료이용자의 의료비지출 수준은 기본분석에서는 통계적으로 유의한 결과를 보였지만 다른 점수 구간을 대상으로 분석한 결과는 양쪽 모두 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다.

표 18 — 3등급 구간 강건성 검증: 의료서비스 이용

	Health care uses	ln(HCE)/HCE>0	
	Logit (1)	OLS (2)	OLS with FE (3)
Eligible score range			
T(59, 60) vs. C(55, 56)			
τ	0.95 [0.82, 1.09]	-0.047 (0.029)	-0.036 (0.019)
Base Analysis			
T(55, 56) vs. C(51, 52)			
τ	1.01 [0.88, 1.17]	-0.112 (0.027)***	-0.099 (0.020)***
Non-eligible score range			
T(51, 52) vs. C(47, 48)			
τ	1.04 [0.87, 1.24]	0.008 (0.030)	0.010 (0.021)

ln, natural logarithm; HCE, healthcare expenditure; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; T, treatment group; C, comparison group

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

장기요양보험 도입이 181일 이상 장기입원에 미친 영향을 살펴본 분석에 대한 강건성 검증도 장기요양 2등급 점수 구간을 대상으로 하여 3등급과 동일한 분석을 시행하였다. 분석을 위한 대상자 선정은 그림 8과 같다.

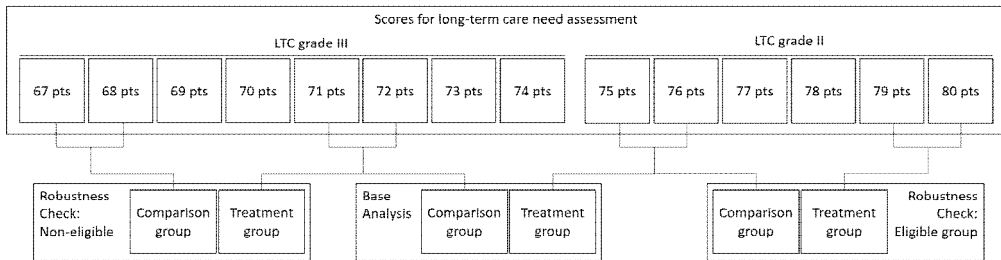


그림 8 — 강건성 검증을 위한 대상자 선정: 2등급

분석결과, 2등급이 인정되는 75점 이상 대상자와 등급이 인정되지 않는 75점 미만 대상자로 이중차이분석을 한 결과 모두 기본분석과 달리 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않았다. 기본분석에서 나타난 장기입원 감소가 정책효과로부터 비롯된 결과임을 추측하게 한다(표 19).

표 19 — 2등급 구간 강건성 검증: 장기입원

	Hospitalization with 181 days+	
	Logit (1)	LPM (2)
Beneficiary range		
<i>T</i> (79, 80) vs. <i>C</i> (75, 76)		
τ	1.10 [0.96, 1.27]	0.006 (0.009)
Base Analysis		
<i>T</i> (75, 76) vs. <i>C</i> (71, 72)		
τ	0.79 [0.70, 0.89]***	-0.016 (0.001)*
Non-eligible range		
<i>T</i> (71, 72) vs. <i>C</i> (67, 68)		
τ	0.85 [0.71, 1.02]	-0.007 (0.008)

LPM, linear probability model; *T*, treatment group; *C*, comparison group

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

장기요양등급판정 기준 완화에 따른 효과 평가

장기요양보험 제도설명에서 밝힌 바와 같이 노인장기요양보험 도입 이후 2012년과 2013년 두 차례에 걸쳐 3등급 기준을 완화하며 정책대상자를 확대하였다. 이에 강건성 검증을 위해 2012년과 2013년에 완화된 장기요양인정 기준을 활용하여 기본분석과 같이 이중차이분석을 시행하고 같은 결과가 재현되는지 확인하였다. 기본분석에서 정책수혜군과 비교군을 정의한 방법을 2012, 2013년에도 그대로 적용하였다. 따라서 2012년에는 53,

54점이 정책수혜군, 49점, 50점이 비교군으로 분류되었고 2013년에는 51, 52점이 정책수혜군, 47, 48점이 비교군으로 분류되었다. 단, 장기요양시설 이용이 가능한 2등급의 경우에는 보험 도입 이후 장기요양인정점수 기준에 변화가 이루어진 적이 없어 이에 대한 분석은 시행할 수 없었다.

분석 결과를 살펴보면, 2008년, 2012년, 2013년 모두 장기요양보험 도입이 의료서비스 이용에 미친 영향을 의미하는 추정치(τ)가 유의한 차이를 나타내지 않았다. 의료이용자의 의료비지출 수준에 미친 영향을 살펴본 분석에서는 2008년에 9.4%의 감소 효과를 보였으며 2012년, 2013년에 각각 10.5%, 8.5% 의료비지출이 감소한 것으로 나타나 1% 내외 수준에서 비슷한 정책효과를 확인할 수 있었다. 의료이용이 없었던 노인을 의료비지출 평균에 포함하여 분석한 결과도 2008년의 분석결과와 같이 2012년, 2013년에도 통계적으로 유의한 결과를 확인할 수 없었다.

표 20 — 장기요양인정 대상자 확대가 의료서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	2PM				ln(HCE+1)	
	Health care uses		ln(HCE) HCE>0			
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
in 2008						
<i>T</i> (55, 56) vs. <i>C</i> (51, 52)						
τ	1.01 [0.88, 1.17]	0.001 (0.015)	-0.112*** (0.027)	-0.099*** (0.020)	-0.092 (0.050)	-0.049 (0.036)
in 2012						
<i>T</i> (53, 54) vs. <i>C</i> (49, 50)						
τ	1.03 [0.79, 1.35]	0.002 (0.001)	-0.096* (0.045)	-0.111** (0.038)	-0.072 (0.078)	-0.033 (0.064)
in 2013						
<i>T</i> (51, 52) vs. <i>C</i> (47, 48)						
τ	1.25 [0.96, 1.61]	0.008 (0.022)	-0.101** (0.037)	-0.089** (0.031)	0.001 (0.060)	0.012 (0.050)

ln, natural logarithm; HCE, healthcare expenditure; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; *T*, treatment group; *C*, comparison group
Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

3. 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향

3.1 기술통계

정책 도입 전인 2008년 6월 30일 당시 요양병원에 입원해 있던 환자의 기본 특성은 표 21과 같다. 장기요양인정점수 75, 76점에 해당하여 정책 수혜군으로 분류되는 요양병원 입원환자는 856명이었으며 비교군(장기요양인정점수 71, 72점)은 409명이었다.

표 21 — 기본 특성

	Treatment Group	Comparison group
Share of the LTC grade II		
mean \pm s.d	0.960 \pm 0.195	0.311 \pm 0.463
Age		
mean \pm s.d	79.57 \pm 6.65	79.12 \pm 6.84
Female	665 (77.69)	302 (73.84)
Income level		
Lowest	130 (15.19)	65 (15.89)
Lower	118 (13.79)	57 (13.94)
Medium	118 (13.79)	49 (11.98)
Higher	170 (19.86)	60 (14.67)
Highest	320 (37.38)	178 (43.52)
Rural residence	154 (17.99)	66 (16.14)
Disability	252 (29.44)	110 (26.89)
CCI		
0, 1	203 (23.71)	94 (22.98)
2	153 (17.87)	95 (23.23)
3 and over	500 (58.41)	220 (53.79)
Deceased within 2 years	184 (21.50)	79 (19.32)
within 3 years	153 (17.87)	66 (16.14)
within 4 years	157 (18.34)	64 (15.65)
within 5 years	98 (11.45)	48 (11.74)
after 5 years	264 (30.84)	152 (37.16)
LTCH patient case-mix group (descending in severity)		
Highest/higher medical need	171 (19.98)	56 (13.69)
Medium medical need	435 (50.82)	226 (55.26)
Behavioral problem	84 (9.81)	40 (9.78)
Impaired cognition	83 (9.70)	50 (12.22)
Mild medical need	20 (2.34)	8 (1.96)
Physical frailty	51 (5.96)	23 (5.62)
Others	12 (1.40)	6 (1.47)
N	856 (100.0)	409 (100.0)

% of N in parentheses

LTC, long-term care; T, treatment group; C, comparison group; s.d, standard deviation; CCI, Charlson comorbidity index; LTCH, long-term care hospital

3.2 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향

노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향을 확인한 결과는 표 22에 제시하였다. 분석 결과, 정책수혜군이 비교군보다 장기요양시설을 이용할 확률이 19.9% 높았으며 이는 장기요양시설 이용이 원칙적으로는 정책수혜군에 해당하는 2등급 판정자만 가능하므로 당연한 결과라고 할 수 있다.

장기입원 환자를 대상으로 하는 입원료 수가 감산이 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용에 미치는 영향을 같이 살펴보기 위해 정책수혜여부와 정책 도입 직전인 2008년 6월 30일 당시 입원일수의 교호작용을 포함한 분석을 시행하였다. 분석결과에 따르면 5% 감산 적용이 되는 181~360일 입원자의 정책효과는 수가 감산이 적용되지 않는 180일 이하 입원자와 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 반면, 10% 감산 적용이 되는 361일 이상 입원자의 정책효과는 준거집단과 비교 시 통계적으로 유의한 차이(OR: 2.35, p-value=0.0398)를 보였다. 즉, 장기입원에 대한 반유인책(dis-incentive)으로서 5% 감산은 장기요양시설 이용에 영향이 없었지만 10% 감산은 시설 이용을 양의 방향으로 조절하는 것으로 나타났다.

표 22 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향

		Utilization of long-term care facilities	
		Odds ratio (1)	LPM (2)
<i>Model with no interaction</i>			
<i>T</i>	<i>Treatment group</i>	3.40 [2.54, 4.56]***	0.199 (0.025)***
Constant		-2.239 (0.837)**	0.110 (0.158)
Pseudo r-square		0.118	-
AIC		1,518.49	1,448.54
<i>N</i>			1,265
<i>Model with Interaction term</i>			
<i>T</i>	<i>Treatment group</i>	2.79 [1.90, 4.08]***	0.156 (0.033)***
LoS (ref.= under 180 days)	<i>Length of Stay</i>		
181~360 days		0.98 [0.53, 1.81]	-0.021 (0.048)
361 days and over		0.84 [0.41, 1.72]	-0.027 (0.051)
<i>T×LoS</i>			
<i>T×LoS</i> (181~360 days)	<i>Delayed discharges with 181~360 days in treatment group</i>	1.19 [0.59, 2.41]	0.049 (0.063)
<i>T×LoS</i> (361 days and over)	<i>Delayed discharges with 361 days and over in treatment group</i>	2.35 [1.04, 5.29]*	0.169 (0.069)*
Constant		-1.913 (0.848)**	0.150 (0.163)
Pseudo r-square		0.129	-
AIC		1,518.49	1,444.46
<i>N</i>			1,265

LPM, linear probability model; ref., reference; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

요양병원 재원일수에 따른 수가 감산이 장기요양시설 전환에 미친 영향이 병원의 병상가동률에 따라 다르게 나타나는지 확인하기 위해 하위그룹 분석을 시행한 결과는 표 23에 제시하였다. 수가 감산이 장기요양시설 전환에 미친 영향은 병원의 병상가동률 수준에 따라 다른 양상을 보였다. 정책 시행 전인 t시기(2008. 1. 1 ~ 6. 30)에 80% 이상의 병상가동률을 기록한 요양병원에 입원한 노인환자의 경우 10% 감산(재원 일수 360일 초과)이 시설 이용을 양의 방향으로 조절하는 것으로 나타났다. 반면, 80% 미만의 병상가동률을 기록한 요양병원의 입원 환자를 대상으로 하였을 때는 입원일수에 따른 수가 감산 정책이 수혜자의 시설 이용에 미치는 효과를 확인할 수 없었다(OR: 1.05, p-value=0.9909).

표 23 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 병원 병상가동률에 따른 하위그룹분석

	Utilization of long-term care facilities			
	Sub-group 1: BOR<80%		Sub-group 2: 80%≥BOR	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)
<i>T</i>	3.76 [1.99, 7.09]***	0.189 (0.062)**	2.40 [1.47, 3.92]***	0.128 (0.044)**
LoS (ref.= under 180 days)				
181~360 days	1.18 [0.39, 3.54]	0.026 (0.096)	0.91 [0.43, 1.93]	-0.023 (0.061)
361 days and over	0.99 [0.25, 3.96]	-0.007 (0.150)	0.76 [0.32, 1.80]	-0.028 (0.060)
<i>T</i> ×LoS				
<i>T</i> ×LoS (181~360 days)	0.88 [0.25, 3.08]	-0.024 (0.119)	1.39 [0.58, 3.33]	0.070 (0.080)
<i>T</i> ×LoS (361 days and over)	1.05 [0.20, 5.50]	0.014 (0.178)	3.22 [1.23, 8.46]*	0.217 (0.081)**
Constant	-2.215 (1.549)	0.168 (0.308)	-2.110 (1.056)*	0.118 (0.206)
Pseudo r-square	0.188	-	0.143	-
AIC	528.45	513.22	991.84	948.74
<i>N</i>	434		831	

BOR, bed occupancy rate of long-term care hospital; LPM, linear probability model; ref., reference; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level

** significant at the 1% level

*** significant at the 0.1% level

V. 고찰 및 결론

1. 연구결과에 대한 고찰

1.1 노인장기요양보험 도입이 노인 의료서비스 이용에 미친 영향

전체 의료서비스 이용

분석결과에 따르면 노인장기요양보험 도입 효과로 의료서비스 이용 여부에는 변화가 없었던 반면에 의료서비스 이용자의 지출 규모는 감소하는 결과를 나타냈다. 우리나라의 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용 여부에 미친 영향을 살펴본 선행연구(김명화, 권순만, & 김홍수, 2013)에서는 장기요양서비스 이용이 급성기병원 이용은 증가시키고 요양병원 이용은 감소시키는 것으로 나타나 본 연구결과와 다른 결과를 보였다. 이러한 결과 차이는 각 연구의 연구대상자 간 이질성에 기인한 것으로 추측되는데, 본 연구대상자의 관찰 기간 내 의료서비스 이용확률은 약 93%~95%지만 김명화 외(2013) 연구의 연구대상자의 의료이용 확률은 80.3%로 본 연구대상자의 의료서비스 이용 분포와 큰 차이를 보였다.

노인장기요양보험 도입으로 나타나는 의료비지출 감소 효과는 기존 선행연구와 유사한 결과를 나타냈다. 본 연구의 이중차이 추정치에 따르면, 노인장기요양보험 도입 효과로 의료이용자의 전체 의료비지출이 9.4%(Pooled OLS: 10.6%) 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 재가 서비스에 대한 공적 지원의 의료비지출 감소 효과를 약 11%로 추정한 국외 연구결과와 유사한 결과이지만(Costa-Font et al., 2018), 이중차이분석을 활용한 국내 연구(한남경 외, 2013)의 결과(61.85%)와는 큰 차이를 보였다. 한남경 외(2013) 연구와 비교하였을 때 나타난 효과의 크기 차이는 이중

차이분석을 위한 정책수혜군과 비교군을 선정하는 방법이 달라서 나타난 결과로 예상된다. 한남경 외(2013)의 연구에서는 정책수혜군과 비교군을 각각 장기요양서비스 이용군과 미 이용군으로 선정하였다. 장기요양서비스 이용 여부를 바탕으로 이중차이분석의 정책수혜군과 비교군을 구분하는 것은 장기요양서비스 이용과 의료서비스 이용 간 내생성을 고려할 때 적합하지 않을 수 있으므로, 장기요양인정 기준 점수(55점) 근처에 동질할 것으로 예상되는 집단을 비교한 본 연구결과가 더 엄밀한 효과의 추정이라고 판단된다.

외래서비스 이용

노인의 의료서비스 이용을 외래서비스와 입원서비스 이용으로 구분한 세부분석 결과, 노인장기요양보험 도입이 외래서비스와 입원서비스 이용에 미치는 영향이 다른 양상을 보이는 것을 확인할 수 있었다. 우선 노인 장기요양보험 도입 효과로 인한 외래서비스 이용 변화를 살펴보면, 외래서비스 이용 여부, 방문 횟수에 미친 영향은 확인할 수 없었고 방문당 지출 비용은 감소한 것으로 나타났다. 이와 유사한 결과를 과거 선행연구를 통해 확인할 수 있는데, Costa-Font et al.(2018)의 연구에서는 장기요양서비스 이용으로 인해 외래서비스 방문 횟수와 일차 의료 지출이 증가한 결과를 제시하며 장기요양서비스 이용과 외래서비스 이용 간에 잠재적인 양의 상관관계가 존재함을 밝히고 있다(Costa-Font et al., 2018). 이러한 결과는 이론적 고찰에서 살펴본 바와 같이, 장기요양서비스를 이용할 수 있게 되면서 거동이 불편한 환자의 의료서비스 접근성이 개선되거나 질병 상태를 인지하지 못하였던 환자가 의료요구를 인지하게 되면서 의료서비스 이용이 증가하여 나타난 결과일 것이다(Deraas et al., 2011; 박노옥 외, 2011).

입원서비스 이용 및 장기입원 이용

한편, 입원서비스 이용의 경우에는 노인장기요양보험 도입으로 인해 2.7%의 입원 이용확률이 감소하였고, 입원 환자의 재원 일수, 입원비 지출 모두 통계적으로 유의하게 감소한 결과를 나타내어 장기요양서비스 이용과 입원서비스 이용 간에 음의 상관관계가 확인되었다. 원칙적으로 시설 이용이 불가능하고 재가 서비스만 이용할 수 있는 3등급 인정자를 대상으로 한 분석에서 나타난 이러한 결과는 곧 재가 서비스가 입원서비스의 대체재라는 것을 의미한다. 장기요양서비스가 의료서비스의 대체재라는 사실은 선행연구를 통해 확인된 결과이며(Costa-Font et al., 2018; Lichtenberg, 2012; Fernandez & Forder, 2008), 이는 공적 체계 도입으로 인해 재가 서비스 이용이 가능해지면서 노인환자가 병원에 머무르지 않고 조기 퇴원이 가능해져 나타난 결과로 해석된다(Costa-Font et al., 2018; Lichtenberg, 2012).

장기요양시설 서비스 이용이 가능한 장기요양 2등급 인정자를 정책수혜군으로 정의한 분석에서도 장기요양서비스와 입원서비스 이용간 대체관계를 확인할 수 있었다. 특히, 노인장기요양보험 도입으로 인해 입원 이용 중 불필요한 입원으로 정의될 수 있는 장기입원 이용이 감소한 것으로 나타났다. 노인장기요양서비스와 의료서비스 간 관계를 설명하는 국내외 선행연구 대부분이 장기요양서비스가 입원서비스 이용 감소에 미치는 영향을 파악하고 있다. 이러한 입원 이용 감소는 퇴원 후 돌봄을 받을 수 있는 장소 또는 장기요양시설을 찾지 못하여 병원에 머무르는 현상(Bed blocking), 지연 퇴원(Delayed discharge)이 감소하면서 나타난다고 설명하고 있다(Gaughan, Gravelle, & Siciliani, 2015; Forder, 2009). 하지만 국내에서 확인할 수 있는 장기요양보험 도입의 입원 이용 감소 효과는 국외

상황과는 다른 성격을 가진다.

우리나라는 노인장기요양보험이 도입되기 이전, 비공식 돌봄서비스에 의존하던 노인장기요양 시장에서 장기요양 요구를 가진 노인이 공적 지원을 받을 수 있는 경로는 국민기초생활보장 수급자와 같은 저소득층에게 복지정책의 일환으로 제공되는 노인 요양 서비스뿐이었다. 이외에는 자녀와 배우자 등 가족에게 직접 돌봄서비스를 받거나 개인 부담을 통해 요양원을 이용하는 비공식 돌봄이 있었으며 요양병원에 장기 입원하며 장기요양서비스 요구를 충족하는 사례도 존재하였다. 요양병원은 보건의료체계 내에서 아급성기 환자가 지역사회로 돌아가기 전에 질병 및 수술 후유증/부작용을 관리하는 역할을 맡으며 급성기병원과 비교했을 때 비교적 장기 입원이 허용되는 것은 사실이지만(김진수 외, 2013), 요양병원이 제공하는 서비스는 치료를 목적으로 하는 의료서비스이며 장기요양서비스와는 분명히 구분된다.

노인이 의료서비스에 대한 요구가 없이 병원에 장기간 입원하는 것은 노인 개인에서부터 사회적으로 다양한 문제점을 가지고 있어 지양되어야 하는 의료이용 행태라고 할 수 있다. 첫 번째로 노인환자가 병원에 장기간 머무르는 것은 노인환자의 일상생활 의존성이 개선될 가능성을 낮추고, 병인성 질환에 노출될 가능성을 높이기 때문에 환자 개인의 건강에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 존재한다(정설희 외, 2012). 두 번째로 사회적 관점에서는 장기입원은 의료적 필요가 없이 병상을 점유하며 의료자원 낭비를 초래하는 의료이용 행태이다. 특히 우리나라의 경우 요양병원 내 장기입원 환자가 건강보험재정 소요에 상당 부분을 차지하며 사회적 문제로 인식되고 있는 상황이다(전보영, 김홍수 & 권순만, 2016). 이러한 문제점을 가지는 장기입원이 노인장기요양보험 도입 이후 장기요양서비스

로 대체되는 것은 정책으로 기대되는 효과 중 하나였으며, 연구결과에 따르면 일부 성과가 있던 것으로 판단된다.

한편, 노인장기요양보험이 장기입원에 미친 영향은 연구가설과 마찬가지로 본인부담액상한 초과 여부에 따라 다른 결과를 보였다. 노인장기요양보험이 도입되기 전에 본인부담액 상한을 초과한 군에서는 노인장기요양보험 도입의 장기입원 감소 효과가 나타나지 않았다. 본인부담액 상한을 초과한 환자는 병원 이용에 따른 법정본인부담금이 발생하지 않게 되는데 이러한 비용 감소가 장기요양시설 이전보다 병원의 입원서비스 이용을 지속하게 하는 요인이 되어 나타난 결과로 보인다.

1.2 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향

노인장기요양보험이 도입되기 전 2008년 6월 30일 당시 요양병원에 입원해 있던 환자 중 시설 이용이 가능한 장기요양 2등급자와 원칙적으로 시설 이용이 불가능한 3등급자의 장기요양시설 이용을 비교하였다. 분석 결과, 정책수혜군에서 19.9% 요양시설 이용이 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연구대상자를 도입 직전까지 요양병원 입원환자로 한정하였으므로 장기요양보험 도입의 효과로 인해 요양병원 입원서비스 이용이 장기요양시설로 약 19.9% 대체되었다고 해석할 수 있다.

노인장기요양보험 도입으로 인한 요양병원 입원 환자의 장기요양 시설 이용 증가 효과는 수가 감산이 적용되는 구간별로 다른 결과를 나타냈다. 감산이 적용되지 않는 180 이하 재원일수를 준거집단(reference)으로 하였을 때, 5% 감산 구간(재원일수 181~360일)에서는 장기요양보험 수혜 여부가 시설 이용에 영향을 미치지 않았다. 반면, 10% 감산 구간(재원일수

360일 초과)에서는 장기요양보험 도입이 장기요양시설 이용에 통계적으로 유의하게 영향을 미친 것으로 나타났다. 따라서 입원일수에 따른 수가 감소는 5% 수준에서는 효과가 없었던 반면에 10% 감소 수준은 정책 목적에 부합하는 효과가 나타나는 것으로 판단된다. 재원 일수에 따른 수가 감소는 불필요하게 입원서비스를 이용하며 의료자원 낭비를 초래하는 의료이용을 방지하고자 마련된 제도이지만, 현재 운영되고 있는 감소 수준(181~360일: 5%, 360일 초과: 10%)이 장기입원을 방지하기에는 충분하지 않다는 의견도 있었다(이정택, 2017). 더구나 수가 감소는 공급자에게는 수익이 감소 된다는 점에서 반 유인책(dis-incentive)으로 작용할 가능성이 크지만, 환자로서는 본인부담액이 감소하게 되므로 오히려 장기입원을 부추길 수 있어 입원일수에 따른 수가 감소의 실효성이 의문으로 남아있었다. 결과적으로 장기요양보험 도입 이후 요양병원에서 돌봄서비스를 받고 있던 환자가 장기요양시설로 일부 흡수되기는 하였지만, 수가 감소로 인한 장기입원 환자의 시설 이전 가능성은 10% 감소 수준부터 실효성이 있는 것으로 확인되었다.

한편, 병상가동률이 낮은 요양병원에서는 수가 감소에 따른 요양병원 입원 환자의 장기요양시설 이용 효과를 확인할 수 없었다. 이러한 결과는 병상가동률이 낮은 병원의 경우에 수가가 감소 되는 장기입원 환자를 퇴원할 유인이 낮아 나타난 결과로 예상된다. 수가 감소가 되는 장기입원 환자가 퇴원하여 병상을 비우는 것보다는 감소가 적용되는 환자라 하더라도 퇴원하지 않고 입원을 유지하는 것이 병원의 수익적인 측면에서는 도움이 될 것이다. 반대로 병상이 지속해서 채워질 것으로 기대되는 (병상가동률이 높은) 병원은 수가 감소가 적용되는 장기입원 환자가 신속히 퇴원한 후에 수가 감소에 적용받지 않는 환자가 입원하는 것이 병원 수익이 극대화되는 상황일 것이다. 본 연구결과는 이러한 가설을 뒷받침하는 결

과로서 수가 감산이 적용되는 환자라 하더라도 병상가동률이 낮은 병원에
서는 장기요양시설 이전 효과가 나타나지 않았다.

2. 정책적 함의 및 제언

연구결과에 따르면 노인장기요양보험 도입은 사회적으로 문제가 대두
되고 있던 노인의 장기입원을 줄이는 데 효과가 있는 것으로 평가된다.
하지만 노인장기요양보험 도입으로 인한 장기입원 감소 효과는 본인부담
액상한제가 적용되는 대상에게는 나타나지 않았다. 본인부담액상한제로
인해 요양병원 내 장기입원에 소요되는 비용이 감소하고 장기요양시설의
낮은 가격 이점이 사라지면서 나타난 결과일 것이다. 본인부담액상한을
초과한 환자의 장기입원을 부추기는 현 상황은 제도가 본래 의도한 결과
는 아니다.

또한, 현재 요양병원 정액수가의 본인 부담 부여 체계는 의료요구가
가장 낮은 환자의 장기입원을 부추긴다는 문제점도 존재한다. 현재 중증
도가 가장 낮은 환자군인 신체기능저하군은 본인부담률 40%를 적용받으
며 의료최고도 환자군보다 더 높은 본인부담금이 발생하고 있다.¹⁾ 이로
인해 의료요구가 가장 적은 신체기능저하군이 다른 환자군에 비해 본인부
담상한 기준에 더 빨리 도달할 가능성이 크다. 신체기능저하군의 불필요
한 입원을 줄이기 위해 본인부담률을 차등 적용하고 있지만, 오히려 높은
본인부담률 적용으로 인해 장기입원을 부추길 수도 있는 상황이다. 이처
럼 요양병원 내 장기입원 환자에게서 나타나는 본인부담액상한제의 부작
용이 뚜렷하므로 요양병원에 한정하여 제도를 재설계할 필요성이 제기된
다.

1) 2019년 1등급 인력 가산을 받는 기관 기준으로 할 때 가장 높은 중증도 환자(의료최고도
Ⅰ)의 본인부담금은 15,250원(요양급여비용: 76,250원)이고 가장 낮은 중증도 환자(신체
기능저하 Ⅲ)의 본인부담금은 16,950원(요양급여비용: 42,390원)임

불필요한 장기입원을 장기요양시설로 전환하기 위해서는 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제의 조정도 필요하다. 제도 효과를 확인할 수 없었던 180일 초과 입원에 적용되는 입원료 5% 감산은, 최소 10% 이상 감산하는 상향이 있을 때 실효성이 있을 것으로 판단된다. 더불어 환자의 본인부담액이 감소하는 현재의 수가 감산 방식에 대한 고찰도 필요하다. 수가 감산이 의료공급자에게는 수입 감소로 이어져 환자를 퇴원하도록 유인하겠지만 환자의 경우에는 본인부담금이 오히려 감소하여 입원서비스의 가격하락을 경험한다. 물론 수가 감산으로 본인부담금이 감소하며 나타나는 부작용 가능성은 자세히 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 180일 초과 장기 입원한 환자는 본인부담액 상한을 초과한 환자가 대부분이기 때문에 수가 감산에 영향을 받지 않을 수 있다. 그런데도 상한액 기준이 높은 고소득자의 경우에는 180일 초과 입원 시 본인부담금 상한을 초과하지 않을 수 있어 본인부담금 감소로 인한 가격하락을 경험할 가능성이 크다. 결과적으로 환자부담금이 낮아지게 되는 현 수가 감산 방식이 제도의 취지를 왜곡할 수 있으므로 수가 감산이 환자부담금에는 적용되지 않는 방식과 같은 개선이 필요해 보인다.

또한, 수가 감산을 통해 장기입원을 줄이려는 정책적 시도가 공급자의 특성에 따라 효용이 없을 수 있으므로 장기입원을 줄이기 위한 새로운 접근을 고민할 필요가 있다. 재원일수에 따른 수가 감산은 공급자의 경제적 유인을 감소시켜 장기입원 환자를 줄이게 하려는 제도이다. 하지만 연구 결과에서 확인할 수 있듯이 병상가동률이 일정 수준 이하인 병원에서는 수가 감산으로 인한 장기요양시설 이전 효과를 확인할 수 없었다. 병상가동률이 낮은 병원은 수가 감산이 적용되는 환자라 하더라도 병상을 비워가며 퇴원시키는 것보다는 입원을 유지하도록 하는 것이 병원의 수입에

도움이 되므로 나타난 결과일 것이다. 즉, 현 제도처럼 경제적 유인을 통한 장기입원을 방지하려는 시도는 병상의 여유가 있는 병원에서는 효과적이지 않을 가능성이 크다. 최근 우리나라의 요양병원 병상 수는 전 세계에서 유례를 찾아볼 수 없을 정도로 급격하게 증가하였는데(OECD, 2019) 노인장기요양보험 도입 이후 증가한 장기요양시설 규모까지 고려하면 돌봄서비스를 위한 병상의 과잉공급을 예측해볼 수 있는 상황이다. 만약 병상이 과잉공급된 상황이라면 수가 감산을 통해 장기입원이 줄어들지 않을 가능성이 클 것이다. 결론적으로, 병상의 여유로 수가가 감산된 환자를 퇴원시킬 이유가 없는 병원에서도 입원료 수가 감산제가 실효성 있는 정책이 되기 위해서는 감산 수준을 대폭 상향하는 변화가 필요해 보인다.

마지막으로 노인의 건강을 위한 치료의 연속성과 통합적 관리라는 측면에서 장기요양시설과 요양병원 간 역할/기능 정립을 위해서는 장기요양시설의 질적 제고와 함께 의료기능을 보장하는 것에 대해서도 고려해 볼 필요가 있다. 우리나라 현 상황에서 노인과 보호자가 장기요양시설보다 요양병원을 선호하는 현상은 장기요양시설의 의료적 기능이 미비하여 나타난 결과로 보고 있다. 노인 당사자와 보호자로서는 갑작스럽게 일어날 수 있는 의료적 상황에 대비하고 필요한 의료서비스를 즉각 받을 수 있는 병원을 더 선호한다는 것이다(국민건강보험공단, 2013b; 김진수 외, 2013; 이정택, 2017). 장기요양이 필요한 노인은 돌봄요구와 의료요구를 모두 가지고 있을 가능성이 크다(김진수 외, 2013). 우리나라의 장기요양시설을 대상으로 한 연구결과에 따르면 입소 노인의 30%가 의료서비스가 필요한 것으로 조사되었으며(Kim et al., 2015) 이에 장기요양시설의 의료적 기능 강화의 필요성을 제기하기도 하였다(노용균, 2011; Kim et al., 2015). 요양병원 내 장기입원을 막기에 앞서 그 대안이 되는 장기요양시설 서비스의 질적 제고와 함께 노인환자의 불안요소로 자리 잡았던 의료적 기능에 대

한 보장을 통해 통합적 치료를 제공할 필요가 있다.

3. 연구 의의와 제한점

본 연구는 2008년에 시행된 노인장기요양보험 도입이 노인의 장기요양 서비스 및 의료서비스 이용에 미친 영향을 이중차이분석을 활용해 평가한 연구로서 특히, 사회적 문제로 꾸준히 인식되고 있던 노인의 장기입원에 초점을 맞추어 정책 도입 효과를 평가하였다. 또한, 우리나라의 노인장기요양보험 도입이 의료서비스에 미친 영향을 평가한 기존 선행연구가 장기요양보험 도입 이후 의료서비스이용 및 지출 변화를 파악하는 것에 그친 것과 달리 본 연구에서는 노인의 의료서비스 및 장기요양서비스 이용과 밀접한 관련이 있는 제도(본인부담액상한제, 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제)와 병원특성까지 고려한 효과 평가를 하였다는 점에서 의의가 있다.

또한, 본 연구는 정책효과를 평가하기 위한 방법론 측면에서도 의의가 있다. 이중차이분석을 통해 노인장기요양보험 도입 효과를 평가한 선행연구들이 비교군 선정을 위해 성향점수매칭(PSM, propensity score matching)을 주로 활용한 연구가 대부분이었다. 하지만 성향점수매칭이 가지는 한계점에 대한 논의가 계속되면서 성향점수매칭을 활용한 비교군 선정이 내생성 통제에 적합하지 않다는 의견이 제기되어 왔다(King & Nielsen, 2019; Sainani, 2012; Winkelmayr, & Kurth, 2004). 본 연구는 노인장기요양인정점수를 기반으로 수혜자가 결정된다는 점을 식별전략으로 활용하여 이중차이분석을 수행하였으며, 이는 성향점수매칭을 활용한 비교군 선정과 비교하여 엄격한 연구방법이라 판단된다.

한편, 본 연구의 제한점은 다음과 같다.

첫째, 연구에서 활용한 자료원이 가지는 한계이다. 본 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 국민건강보험과 노인장기요양보험 청구자료를 활용하였다. 국민건강보험의 의료이용 및 노인장기요양 자료는 의료기관 및 장기요양서비스 제공자가 청구한 급여내용만 수집되고 비급여항목에 대한 의료이용자료는 파악할 수 없다. 또한, 노인장기요양 이용은 노인장기요양보험 청구자료만 확인할 수 있어 노인장기요양보험이 도입되기 이전 자료의 부재로 장기요양 수요의 전후 변화를 비교할 수 없었다.

둘째, 본 연구는 2008년 자료를 주로 활용한다는 점에서 과거를 기준으로 하는 본 연구결과를 현시점에 적용하기 어려울 수 있다는 한계점을 가진다. 노인장기요양보험이 도입된 지 10년이 지난 지금 등급 기준이 완화된 등 제도의 변화를 겪어 왔으며 요양병원을 둘러싼 문제점이 드러나며 본인부담액상한제, 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제도, 요양병원 정액 수가 등 관련 제도가 변경이 있거나 변경 예정에 있기 때문이다. 하지만, 제도의 변화를 겪은 정책을 평가하는 연구라 하더라도 본 연구의 주요 내용인 본인부담액상한제, 재원일수에 따른 입원료 수가 감산제도가 장기요양서비스와 의료서비스 간 연계를 저해하고 있는 상황은 현재까지도 주요한 도전과제로 인식되고 있는 만큼 현시점에도 본 연구결과의 활용성이 있다고 판단된다. 또한, 본 연구는 과거 연구와 비교하였을 때 더 엄격한 준 실험 모형을 구성하여 정책효과를 평가하였고, 이러한 결과는 전 세계적으로 노령화가 진행되고 있는 가운데 중저소득 국가를 비롯해 노인장기요양서비스의 공적 제공을 고려하는 국가에 정책 참고 사례로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

셋째, 노인장기요양보험 도입 효과의 과소추정 가능성이다. 본 연구에서는 정책수혜군과 비교군에 실제 노인장기요양 등급자와 비 등급자가 혼

제되어 있다. 예로, 장기요양 3등급 인정 최소 기준은 노인장기요양인정 점수 55점이지만 54점 이하 점수를 받은 신청자 중에서 3등급을 받은 경우가 상당수 존재한다. 이런 이유로 정책 비수혜군으로 설정한 장기요양 인정점수 51, 52점에 해당하는 신청자 중에서 23.2%가 3등급으로 인정되었다. 반대로 정책수혜군에서는 필요서류를 제출하지 않거나 장기요양 등급 판정 절차를 끝까지 마치지 않아 3등급 판정을 받지 못한 신청자가 10.6%를 차지하였다. 이로 인해 본 연구에서 이중차분분석으로 추정된 정책 효과는 과소추정 되었을 가능성이 크다. 하지만 이렇게 추정된 결과는 본래 정책이 의도한 바를 기준(본 연구에서는 장기요양인정점수 55점, 75점)으로 정책효과를 평가하는 방법(Intention-to-treat; ITT)으로 실제 수혜 여부를 기준으로 평가하는 방법(Per protocol; PP)에 비해 엄격한 효과 추정이라고 할 수 있다.

넷째, 본 연구를 통해 노인장기요양보험 도입의 궁극적 목표라고 할 수 있는 노인의 건강에 미친 영향에 대해서는 파악할 수 없었다. 노인장기요양보험 도입은 일상생활이 불가능한 노인에게 돌봄서비스를 제공하는 것을 1차 목적으로 한다. 이를 통해 노인의 기능상태가 악화하는 것을 막거나 기능이 호전되어 건강한 노후를 살게 하는 것이 노인장기요양보험 제도의 궁극적인 목표라고 할 수 있다. 본 연구에서는 노인장기요양보험 도입으로 장기입원을 포함한 의료이용과 장기요양서비스 이용에 미친 영향을 확인하였지만, 그다음 단계라고 할 수 있는 건강에 미친 영향은 파악할 수 없었다. 이는 노인장기요양보험 등급 판정이 가지는 특성상 과거 정책 비 수혜 군으로 분류된 노인이 시간이 지남에 따라 정책수혜자가 될 가능성이 커지므로 긴 관찰 기간이 요구되는 건강 결과를 파악하기에는 양 군간 이동(cross-over)이 큰 문제가 되기 때문이다. 이와 같은 이유로 본 연구에서는 정책 시행 이후 1년간 의료이용(장기요양시설 이용은 6개

월)의 변화를 관찰할 수밖에 없었으며, 정책의 단기 효과를 파악하는 데 그쳤다는 한계점을 가진다. 향후 이러한 문제점을 해결하여 노인장기요양 보험 도입이 건강에 미친 결과와 정책의 중장기효과를 평가하는 연구의 필요성을 제기해 본다.

참고문헌

- 강군생, & 김정선. (2017). 노인의 사회적 입원으로 인한 요양병원에서의 삶의 변화. *한국노년학*, 37(1), 103-123.
- 국민건강보험공단. (2009). *2008 장기요양보험통계연보*.
- 국민건강보험공단. (2012). *최근 6년간(2005-2010년) 요양병원 입원환자 건강보험 진료비 분석*.
- 국민건강보험공단. (2013a). *2012 노인장기요양보험통계연보*.
- 국민건강보험공단. (2013b). 실태조사를 통한 노인의료(요양)서비스제도 개선방안 연구. 국민건강보험공단.
- 국민건강보험공단. (2014). *2013 노인장기요양보험통계연보*.
- 국민건강보험공단. (2019). *2018 노인장기요양보험통계연보*.
- 국민건강보험공단. (2019). *2018 건강보험주요통계*.
- 김동환, & 송현중. (2013). 급성기 병원과 장기요양시설 공급이 요양병원 입원진료비에 미치는 영향: 요양병원 기능에 대한 시사점을 중심으로. *한국노년학*, 33(3), 647-659.
- 김명화, 권순만, & 김홍수. (2013). 노인의 장기요양이용이 의료이용에 미치는 영향. *보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구)*, 19(3), 1-22.
- 김정희. (2015). 요양병원 지불제도 개선을 위한 문제점 분석. *HIRA 정책동향*, 9(3), 50-63.
- 김정희, 이해진, 이성우, 박미숙. (2015). *요양병원 수가 개선방안 -단기 개선방안 중심으로-*. 건강보험심사평가원.

김진수, 선우덕, 이기주, 최인덕, 이호용, & 김정아. (2013). *요양병원과 요양시설의 역할정립 방안 연구 -연계방안을 중심으로-*.

김홍수, & 권순만. (2011). 노인장기요양보험 추계모형 개발 및 추계 결과. *한국행정학회 학술발표논문집*, 1-23.

남기민, & 권태엽. (2013). 노인장기요양등급에 따른 노인장기요양보험제도의 비용편익분석: 충북노인요양시설을 중심으로. *노인복지연구*, 59, 73-93.

노용균, 선우덕, 윤종률, 원장원, 이동우, 이동호, ... 오재윤. (2010). *노인요양시설과 요양병원의 역할 정립방안 연구*.

박노옥, 전병힐, 이태화, 고유경, 김복남, 김현철, ... 권혁범. (2011). *노인장기요양보험제도 운영에 따른 성과분석*. 한국조세연구원.

보건복지부(2015. 8. 11). *건강보험 본인부담상한제 개선으로 저소득층의 의료비 부담 경감에 크게 기여*. 보건복지부 보도자료.

보건복지부(2019. 4. 30). *제7차 건강보험정책심의위원회 요양병원 건강보험 수가체계 개편 방안 의결*. 보건복지부 보도자료.

선우덕, 강은나, 황주희, 이윤경, 김홍수, 최인덕, ... 이선희. (2016). 노인장기요양보험의 운영 성과 평가 및 제도 모형 재설계 방안. *한국보건사회연구원 연구보고서, 20160*), 1-656.

송현중. (2012). 요양병원 기능에 대한 고찰: 외국 사례와의 비교를 중심으로. *노인병*. 16(3), 114-120.

양봉민, 김진현, 이태진, & 배은영. (2013). *보건경제학*, 나남출판사.

윤희숙. (2010). 노인장기요양보험 급여비용의 중장기 추계. *보건행정학회지*, 20(1), 37-63.

이윤경. (2009). 노인장기요양서비스 이용형태 결정요인 연구. *한국노년학*,

29(3), 917-933.

이정석, 한은정, & 강임옥. (2011). 장기요양방문간호 이용자의 특성 및 이용실태. *J Korean Acad Community Health Nurs Vol*, 22(1), 33-44.

이정택. (2017). *요양병원 현황 및 개선과제*. 고령화리뷰 제14호. 보험연구원.

이준우, & 서문진희. (2009). 연구논문 : 노인장기요양보험 재가서비스의 문제점과 개선방안. *한국노년학*, 29(1), 149-175.

이태화, & 김복남. (2012). 노인장기요양보험 재가서비스 이용량 결정요인. *간호행정학회지*, 18(4), 402-413.

이호용, & 문용필. (2015). 노인장기요양보험의 도입전후 진료형태별 의료비 변화 분석. *보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구)*, 21(3), 81-102.

전보영, 김홍수, & 권순만. (2016). 요양병원 장기입원 현황과 관련 노인 및 기관 특성 비교 연구. *보건행정학회지*, 26(1), 39-50.

정설희, 오주연, 이혜진, & 윤소영. (2012). *요양형 장기입원 적정관리 방안 연구*. 건강보험심사평가원

정순형. (2016). 한국 노인의료보장제도의 현황과 제도적 개선방안. *인문사회* 21, 72), 479-508.

최인덕, & 이은미. (2010). 실태조사를 통한 장기요양시설과 요양병원의 효율적 연계방안. *한국노년학*, 30(3), 855-869.

통계청. (2017). 장래인구추계. Retrieved from <http://kosis.kr/>

통계청. (2018). 2018 고령자통계.

통계청. (2019a). 의료기관 종별 환자 수. Retrieved from <http://kosis.kr/>

- 통계청. (2019b). 시도별 종별 요양기관 현황. Retrieved from <http://kosis.kr/>
- 한남경, 정우진, 김노을, 임승지, & 박종연. (2013). 노인장기요양보험제도가 노인진료비에 미치는 영향. *보건행정학회지*, 23(2), 132-144.
- 한은정, 이정석, & 권진희. (2012). 노인장기요양보험 시설서비스 본인부담금에 대한 가족수 발자의 경제적 부담감 영향요인. *보건행정학회지*, 22(3), 383-402.
- 허순임, & 김수정. (2014). 건강보험진료비 증가요소의 기여도 분해. *한국사회정책*, 21(2), 9-33.
- 현경래, & 이선미 (2012). 노인장기요양보험 급여이용이 기능상태 변화에 미치는 영향. *한국노년학*, 32(2), 593-609.
- 황도경, 신영석, 이윤경, 최병호, 김찬우, 박금령, & 김은아 (2016). 노인 의료와 요양 서비스 수요 분석 및 공급체계 다양화 연구 - 공급의 통합적 연계 체계 구축. 보건사회연구원.
- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of health and social behavior*, 1-10.
- Andrew MD, Phd, M., & Powell, MB, FRCP, C. (2015). An Approach to 'The Social Admission' . *Canadian Journal of General Internal Medicine*, 10(4), 20-22.
- Balia, S., & Brau, R. (2014). A country for old men? Long-term home care utilization in europe. *Health economics*, 23(10), 1185-1212.
- Bakx, P., De Meijer, C., Schut, F., & Van Doorslaer, E. (2015). Going formal or informal, who cares? The influence of public long-term care insurance. *Health economics*, 24(6), 631-643.

- Bonsang, E. (2009). Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe?. *Journal of health economics*, 28(1), 143-154.
- Bradley, E. H., McGraw, S. A., Curry, L., Buckser, A., King, K. L., Kasl, S. V., & Andersen, R. (2002). Expanding the Andersen model: The role of psychosocial factors in long-term care use. *Health services research*, 37(5), 1221-1242.
- Bryan, K. (2010). Policies for reducing delayed discharge from hospital. *British Medical Bulletin*, 95(1), 33-46.
- Challis, Hughes, Xie, & Jolley. (2014). An examination of factors influencing delayed discharge of older people from hospital. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 29(2), 160-168.
- Colombo, F., et al. (2011), *Help Wanted?: Providing and Paying for Long-Term Care*, OECD Health Policy Studies, OECD Publishing, Paris
- Costa-Font, Jimenez-Martin, & Vilaplana. (2018). Does long-term care subsidization reduce hospital admissions and utilization? *Journal of Health Economics*, 58, 43-66.
- De Meijer, C., Koopmanschap, M., d' Uva, T. B., & Van Doorslaer, E. (2011). Determinants of long-term care spending: age, time to death or disability?. *Journal of health economics*, 30(2), 425-438.
- Deraas, Trygve S., Berntsen, Gro R., Hasvold, Toralf, & Forde, Olav H. (2011). Does long-term care use within primary health care reduce hospital use among older people in Norway? A national five-year population-based observational study. *BMC Health Services Research*, 11, 287.

- Fernandez, J, Forder, J. (2008). Consequences of local variations in social care on the performance of the acute health care sector. *Applied Economics*, 40(12), 1503-1518.
- Forder, J. (2009). Long-term care and hospital utilisation by older people: An analysis of substitution rates. *Health Economics*, 18(11), 1322-1338.
- Gaughan, J., Gravelle, H., & Siciliani, L. (2015). Testing the Bed-Blocking Hypothesis: Does Nursing and Care Home Supply Reduce Delayed Hospital Discharges? *Health economics*, 24(S1), 32-44.
- Glasby, J., Littlechild, R., & Pryce, K. (2006). All dressed up but nowhere to go? Delayed hospital discharges and older people. *Journal of Health Services Research & Policy*, 11(1), 52-58.
- Häcker, J., & Hackmann, T. (2012). Los (T) In Long-Term Care: Empirical Evidence From German Data 2000-2009. *Health economics*, 21(12), 1427-1443.
- Hyun, K., Kang, S., & Lee, S. (2014). Does long-term care insurance affect the length of stay in hospitals for the elderly in Korea?: A difference-in-difference method. *BMC Health Services Research*, 14(1), 630.
- Katz, S. (1983). Assessing self-maintenance: activities of daily living, mobility, and instrumental activities of daily living. *Journal of the American Geriatrics Society*, 31(12), 721-727.
- Katz, S. J., Kabeto, M., & Langa, K. M. (2000). Gender disparities in the receipt of home care for elderly people with disability in the United States. *JAMA*, 284(23), 3022-3027.
- Kim, H. B., & Lim, W. (2014). Long-term care insurance, informal care,

- and medical expenditures. *Journal of Public Economics*, 125, 128-142.
- Kim, H., Jung, Y.-I., & Kwon, S. (2015). Delivery of institutional long-term care under two social insurances: Lessons from the Korean experience. *Health Policy*, 119(10), 1330-1337.
- King, G., & Nielsen, R. (2019). Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis*, 27(4), 435-454.
- Konetzka, R., Spector, W., & Limcangco, M. (2008). Reducing Hospitalizations From Long-Term Care Settings. *Medical Care Research and Review*, 65(1), 40-66.
- Lichtenberg, F. (2012). Is Home Health Care a Substitute for Hospital Care? *Home Health Care Services Quarterly*, 31(1), 84-109.
- McGrail, K., Green, B., Barer, M. L., Evans, R. G., Hertzman, C., & Normand, C. (2000). Age, costs of acute and long-term care and proximity to death: evidence for 1987-88 and 1994-95 in British Columbia. *Age and Ageing*, 29(3), 249-253.
- Nathalie Morel. Providing coverage against new social risks in Bismarckian welfare states: the case of long-term care.. G. Bonoli et K. Armingeon. The politics of post-industrial welfare states, Routledge, pp.227-247, 2006.
- Norton, E.C. (2016), "Health and Long-Term Care" , in Piggott and Woodland (eds.), *Handbook of the Economics of Population Aging*, Vol. 1.B, chap. 16.
- OECD (2005). Long-term care for older people. OECD.
- OECD. (2019). OECD Health Statistics 2019. Retrieved from <http://www.oecd.org/els/health-systems/health-data.htm>

- Pavolini, E., & Ranci, C. (2013). Ch. 1 “Reforms in Long-Term Care Policies in Europe: An Introduction” , in Ranci and Pavolini (eds.). *Reforms in Long-Term Care Policies in Europe*.
- Sainani, K. L. (2012). Propensity scores: uses and limitations. *PM&R*, 4(9), 693-697.
- Seshamani, M., & Gray, A. (2004). Ageing and health-care expenditure: the red herring argument revisited. *Health economics*, 13(4), 303-314.
- Spiers, G., Matthews, F. E., Moffatt, S., Barker, R., Jarvis, H., Stow, D., ... & Hanratty, B. (2019). Does older adults’ use of social care influence their healthcare utilisation? A systematic review of international evidence. *Health & social care in the community*, 27(5), e651-e662.
- Steinbeisser, K., Grill, E., Holle, R., Peters, A., & Seidl, H. (2018). Determinants for utilization and transitions of long-term care in adults 65+ in Germany: results from the longitudinal KORA-Age study. *BMC geriatrics*, 18(1), 172.
- Tennstedt, S. L., Crawford, S. L., & McKinlay, J. B. (1993). Is family care on the decline? A longitudinal investigation of the substitution of formal long-term care services for informal care. *The Milbank Quarterly*, 601-624.
- Van der Heyden, J. H. A., Demarest, S., Tafforeau, J., & Van Oyen, H. (2003). Socio-economic differences in the utilisation of health services in Belgium. *Health policy*, 65(2), 153-165.
- Victor, C., Healy, J., Thomas, A., & Seargeant, J. (2000). Older patients and delayed discharge from hospital. *Health & Social Care in the Community*, 8(6), 443-452.

- Werblow, A., Felder, S., & Zweifel, P. (2007). Population ageing and health care expenditure: a school of ‘red herrings’ ?. *Health economics*, 10(10), 1109–1126.
- Winkelmayer, W. C., & Kurth, T. (2004). Propensity scores: help or hype?. *Nephrology Dialysis Transplantation*, 19(7), 1671–1673.
- Wong, A., Elderkamp-de Groot, R., Polder, J., & Van Exel, J. (2010). Predictors of long-term care utilization by Dutch hospital patients aged 65+. *BMC Health Services Research*, 10(1), 110.
- World Bank. (2017). Population estimates and projections. Retrieved from <http://databank.worldbank.org/>
- World Health Organization. (2002). *Lessons for long-term care policy* (No. WHO/NMH/CCL/02.1). Geneva: World Health Organization.
- Wu, C. Y., Hu, H. Y., Huang, N., Fang, Y. T., Chou, Y. J., & Li, C. P. (2014). Determinants of long-term care services among the elderly: a population-based study in Taiwan. *PLoS One*, 9(2), e89213.
- Zweifel, P., Felder, S., & Meiers, M. (1999). Ageing of population and health care expenditure: a red herring?. *Health economics*, 8(6), 485–496.

부록

부록 A. 장기요양인정점수 미달자의 등급 인정 관련 요인

노인장기요양서비스를 받기 위해서는 장기요양인정조사를 거쳐 3등급 이상의 등급 판정을 받아야 한다. 2008년도 기준으로 3등급을 받을 수 있는 장기요양인정점수는 55점이었으며 2등급은 75점, 1등급은 95점이 기준점수였다. 원칙적으로는 등급별 최소 인정점수에 미치지 못하면 등급이 인정되지 않지만, 등급판정위원회 심의에서 특별한 사유가 인정되는 경우에는 등급이 부여되기도 한다. 이로 인해 노인장기요양보험 도입의 정책효과를 평가할 때 비교군에 상당수의 장기요양등급 인정자가 포함되고 이는 정책효과를 과소추정하는 원인이 된다.

현재 노인장기요양보험 공식 사이트에 공개된 노인장기요양보험 제도 설명과 장기요양인정조사 관련 자료 등으로는 어떤 기준으로 장기요양인정점수 미달자가 등급 판정을 받는 것인지 파악할 수 없었다. 이에 장기요양인정점수 미달자(장기요양인정점수 50점~54점, 70~74점)의 장기요양등급 인정과 관련된 요인을 파악하기 위한 분석을 시행하였다.

분석결과를 살펴보면 나이가 많을수록, 여성인 경우, 소득이 낮을수록, 거주지가 시골인 경우, 사망에 근접할수록 장기요양인정점수가 미달하더라도 등급 인정을 받을 가능성이 컸다. 반면 찰슨동반상병지수는 일정한 양상을 확인할 수 없었다(표 A1).

표 A1 — 장기요양인정점수 미달자의 등급 판정 관련 요인

	LTC qualification	
	Grade III	Grade II
	Logit (1)	Logit (2)
Age	1.01 [1.00, 1.01]***	1.01 [1.01, 1.02]***
Female	1.12 [1.05, 1.20]***	1.08 [1.01, 1.16]*
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.85 [0.78, 0.93]***	0.84 [0.76, 0.93]***
Medium	0.86 [0.79, 0.95]**	0.88 [0.79, 0.97]***
Higher	0.91 [0.84, 0.99]*	0.84 [0.76, 0.92]*
Highest	0.93 [0.87, 0.99]*	0.82 [0.76, 0.89]***
Rural residence	1.31 [1.23, 1.39]***	1.24 [1.15, 1.33]***
CCI (ref.=0)		
1	0.89 [0.83, 0.96]**	0.80 [0.73, 0.89]***
2	1.14 [1.06, 1.23]***	1.05 [0.97, 1.14]
≥ 3	1.06 [0.99, 1.13]	1.06 [0.98, 1.14]
PTD (ref.=deceased after 5 years)		
Deceased within 5 years	1.09 [0.99, 1.20]	1.06 [0.95, 1.17]
Deceased within 4 years	1.14 [1.03, 1.25]**	1.10 [0.99, 1.21]
Deceased within 3 years	1.16 [1.06, 1.27]**	1.12 [1.02, 1.23]*
Deceased within 2 years	1.09 [1.00, 1.20]*	1.17 [1.07, 1.28]***
Constant	-1.664 (0.136)***	-2.311 (0.144)***
Fit statistics		
Pseudo r-square	0.009	0.014
AIC	32,914.64	27,396.12
N	30,142	24,084

LTC, long-term care; ref., reference; CCI, Charlson comorbidity index; PTD, proximity to death

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for constant (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

부록 B. 장기요양인정점수를 활용한 식별 전략 (Identification strategy)

본 연구에서는 정책수혜군을 노인장기요양보험 등급 부여 기준 점수인 55, 56점 대상자로 정의하였고 비교군은 기준 점수에 가까스로 도달하지 못한 51, 52점 대상자로 정의하였다. 장기요양인정점수가 장기요양 요구도를 평가한 지표임을 고려하였을 때, 등급이 부여되는 55점 대상자와 가장 유사한 특성을 가질 것으로 예상되는 비교군은 장기요양인정점수로 54점을 부여받은 대상자일 것이다. 하지만, 연구제한점에서 밝힌 바와 같이 54점 이하의 점수를 부여받은 노인이라 하더라도 등급자가 상당수 존재하고, 등급이 부여된 비중은 기준 점수인 55점에 근접할수록 커진다. 이에 본 연구에서는 기준 점수 미달자의 3등급 부여 비중이 매우 크게 나타나는 53, 54점 대상자는 제외하고 51, 52점 대상자를 비교군으로 설정하였다.

이에 부록 B에서는 비교 대상으로서 정책수혜군과 가장 비슷한 특성을 보일 것으로 예상되는 54점을 비교군으로 정의하고 55점을 부여받은 대상자를 정책수혜군으로 설정하여 분석을 시행하였다. 분석결과는 표 B2와 같으며 대체로 기본분석과 유사한 결과를 나타냈다. 의료이용 여부에서는 정책효과가 영향이 없는 것으로 나타났고 의료서비스 이용자의 의료비지출 규모는 노인장기요양보험 도입으로 감소한 것을 볼 수 있다. 다만, 2-part model을 적용하지 않고 모든 대상자의 의료비지출 규모에 미친 영향을 알아본 분석에서는 기본분석과 달리 통계적으로 유의하게 의료비지출이 줄어든 것으로 나타났다.

장기입원에 미친 영향을 알아보기 위한 2등급에 해당하는 점수 구간 (75점 vs. 74점)을 활용한 분석도 기본분석과 마찬가지로 노인장기요양보

험 도입으로 장기입원이 감소한 결과를 확인할 수 있다(B3, B4).

표 B2 — 비교군(54점, 52점, 50점) 변경 후 정책효과 비교 :3등급 대상자의 의료서비스 이용

	2PM					
	Health care uses		ln(HCE) HCE>0		ln(HCE+1)	
	Logit (1)	LPM (2)	OLS (3)	OLS with FE (4)	OLS (5)	OLS with FE (6)
in 2008						
<i>T</i> (55) vs. <i>C</i> (54)						
τ	0.93 [0.74, 1.17]	-0.003 (0.026)	-0.131 (0.044)**	-0.129 (0.034)***	-0.167 (0.085)*	-0.114 (0.062)
in 2012						
<i>T</i> (53) vs. <i>C</i> (52)						
τ	1.08 [0.73, 1.59]	0.002 (0.032)	-0.143 (0.056)*	-0.199 (0.049)***	-0.123 (0.094)	-0.182 (0.083)*
in 2013						
<i>T</i> (51) vs. <i>C</i> (50)						
τ	0.80 [0.54, 1.17]	-0.002 (0.034)	0.038 (0.061)	0.038 (0.052)	0.009 (0.105)	0.076 (0.089)

ln, natural logarithm; HCE, healthcare expenditure; LPM, linear probability model; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; *T*, treatment group; *C*, comparison group

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 B3 — 비교군 변경 후 정책효과 비교: 2등급 대상자의 장기입원 이용

	Hospitalization with 181 days+	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>Panel A: Base analysis</i>		
All sample		
τ	0.72 [0.60, 0.88]***	-0.045 (0.017)**
Constant	-3.472 (0.288)***	0.143 (0.052)
Pseudo r-square	0.092	-
AIC	14,151.28	15,629.46
<i>N</i>	23,448	23,448
<i>Panel B: Sub-group analysis</i>		
Sub-group 1: OOP < ₩ 2M at t-1		
τ	0.69 [0.53, 0.90]**	-0.034 (0.016)*
Constant	-3.058 (0.387)***	0.117 (0.051)*
Pseudo r-square	0.053	-
AIC	8,184.31	9,687.68
<i>N</i>	20,634	20,634
Sub-group 2: OOP ≥ ₩ 2M at t-1		
τ	0.86 [0.59, 1.25]	0.020 (0.071)
Constant	-4.460 (0.615)***	0.072 (0.192)
Pseudo r-square	0.288	-
AIC	3,741.97	8,145.08
<i>N</i>	2,814	2,814

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

LPM, linear probability model; OOP, out-of-pocket payment; M, million; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 B4 — 비교군 변경 후 정책효과 비교: 2등급 대상자의 요양병원 내 장기입원 이용

	Hospitalization with 181 days+ at LTCH	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>Panel A: Base analysis</i>		
All sample		
τ	0.70 [0.57, 0.86]***	-0.020 (0.001)*
Constant	-4.143 (0.310)***	0.048 (0.030)
Pseudo r-square	0.091	-
AIC	12,706.31	12,466.70
<i>N</i>	23,448	23,448
<i>Panel B: Sub-group analysis</i>		
Sub-group 1: OOP < ₩ 2M at t-1		
τ	0.70 [0.52, 0.94]*	-0.023 (0.014)
Constant	-3.897 (0.421)***	0.052 (0.046)
Pseudo r-square	0.054	-
AIC	7,220.23	8,368.42
<i>N</i>	20,634	20,634
Sub-group 2: OOP ≥ ₩ 2M at t-1		
τ	0.77 [0.52, 1.13]	-0.028 (0.074)
Constant	-5.058 (0.636)***	0.002 (0.201)
Pseudo r-square	0.262	-
AIC	3,573.11	3,715.89
<i>N</i>	2,814	2,814

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

LTCH, long-term care hospital; LPM, linear probability model; OOP, out-of-pocket payment; M, million; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

부록 C. 요양병원 내 환자 중증도별 하위그룹 분석

표 C1 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 하위그룹분석(중증환자군 vs. 경증환자군)

	Utilization of long-term care facilities			
	Higher severity		Lower severity	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)
<i>T</i>	3.34 [2.11, 5.31]***	0.173 (0.042)***	1.71 [0.84, 3.49]	0.075 (0.070)
LoS (ref.= under 180 days)				
181~360 days	1.01 [0.47, 2.18]	-0.0002 (0.064)	0.94 [0.33, 2.68]	-0.006 (0.107)
361 days and over	0.89 [0.36, 2.18]	-0.001 (0.069)	0.68 [0.20, 2.32]	-0.048 (0.117)
<i>T</i> ×LoS				
<i>T</i> ×LoS (181~360 days)	1.24 [0.52, 2.94]	0.038 (0.080)	1.02 [0.28, 3.71]	-0.001 (0.135)
<i>T</i> ×LoS (361 days and over)	2.06 [0.75, 5.67]	0.112 (0.088)	3.91 [0.95, 16.09]	0.223 (0.142)
Constant	-1.684 (1.029)	0.227 (0.213)	-3.044 (1.630)	-0.005 (0.348)
Pseudo r-square	0.149	-	0.131	-
AIC	1,097.12	1,051.01	422.89	432.41
<i>N</i>	906		359	

BOR, bed occupancy rate of long-term care hospital; LPM, linear probability model; ref., reference; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; AIC, Akaike information criterion
Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level

** significant at the 1% level

*** significant at the 0.1% level

표 C2 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 중증 입원 환자군(의료최고도, 고도, 중도, 행위별수가)의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 병
원 병상가동률에 따른 하위그룹분석

	Utilization of long-term care facilities			
	Sub-group 1: BOR<80%		Sub-group 2: 80%≥BOR	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)
<i>T</i>	5.26 [2.30, 12.01]***	0.228 (0.174)	2.60 [1.46, 4.64]**	0.139 (0.055)*
LoS (ref.= under 180 days)				
181~360 days	1.80 [0.45, 7.20]	0.120 (0.265)	0.73 [0.28, 1.91]	-0.036 (0.082)
361 days and over	1.07 [0.20, 5.89]	-0.022 (0.360)	0.74 [0.25, 2.17]	-0.025 (0.082)
<i>T</i> ×LoS				
<i>T</i> ×LoS (181~360 days)	0.62 [0.13, 2.89]	-0.101 (0.304)	1.74 [0.59, 5.12]	0.084 (0.102)
<i>T</i> ×LoS (361 days and over)	1.06 [0.14, 8.14]	0.077 (0.462)	2.80 [0.84, 9.38]	0.168 (0.104)
Constant	-3.548 (1.029)	0.149 (0.940)	-1.454 (1.300)	0.265 (0.268)
Pseudo r-square	0.259	-	0.162	-
AIC	382.24	433.04	716.57	692.51
<i>N</i>	320		586	

BOR, bed occupancy rate of long-term care hospital; LPM, linear probability model; ref., reference; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level

** significant at the 1% level

*** significant at the 0.1% level

표 C3 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 경증 입원 환자군(문제행동, 인지장애, 경도, 신체기능저하군)의 장기요양시설 이용에 미친 영향: 병원 병상가동률에 따른 하위그룹분석

	Utilization of long-term care facilities			
	Sub-group 1: BOR<80%		Sub-group 2: 80%≥BOR	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)
<i>T</i>	1.82 [0.54, 6.10]	0.102 (0.128)	1.66 [0.61, 4.48]	0.062 (0.095)
LoS (ref.= under 180 days)				
181~360 days	0.64 [0.08, 5.04]	-0.065 (0.250)	1.41 [0.38, 5.29]	0.035 (0.126)
361 days and over	0.75 [0.04, 13.31]	-0.018 (0.347)	0.75 [0.17, 3.29]	-0.028 (0.126)
<i>T</i> ×LoS				
<i>T</i> ×LoS (181~360 days)	1.58 [0.14, 17.77]	0.054 (0.287)	0.79 [0.15, 4.22]	-0.018 (0.166)
<i>T</i> ×LoS (361 days and over)	1.02 [0.04, 28.28]	-0.062 (0.401)	6.02 [1.09, 33.27]*	0.304 (0.159)
Constant	-0.127 (3.206)	0.445 (0.673)	-5.102 (2.169)*	-0.298 (0.485)
Pseudo r-square	0.246	-	0.183	-
AIC	147.13	165.90	274.76	284.66
<i>N</i>	114		245	

BOR, bed occupancy rate of long-term care hospital; LPM, linear probability model; ref., reference; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level

** significant at the 1% level

*** significant at the 0.1% level

부록 D. 통계분석 결과: 공변량 포함

표 D1 — 노인장기요양보험 도입이 전체 의료서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	Health care uses	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	1.01 [0.88, 1.17]	0.001 (0.015)
Treated	0.91 [0.81, 1.02]	-0.005 (0.013)
Time (ref.=t-1)		
t	1.23 [1.09, 1.38]***	0.010 (0.012)
t+1	1.18 [1.04, 1.33]*	0.008 (0.013)
Age	0.95 [0.95, 0.96]***	-0.003 (0.001)***
Female	1.39 [1.27, 1.52]***	0.015 (0.010)
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.65 [0.57, 0.73]***	-0.022 (0.014)
Medium	0.70 [0.61, 0.80]***	-0.018 (0.015)
Higher	0.64 [0.57, 0.72]***	-0.022 (0.013)
Highest	0.88 [0.79, 0.97]*	-0.004 (0.011)
Rural residence	1.21 [1.10, 1.33]***	0.010 (0.010)
CCI (ref.=0)		
1	6.39 [5.49, 7.45]***	0.093 (0.012)***
2	5.13 [4.46, 5.90]***	0.088 (0.012)***
≥ 3	12.17 [10.27, 14.41]***	0.101 (0.011)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.74 [0.65, 0.84]***	-0.015 (0.015)
deceased within 3 yrs	0.71 [0.62, 0.80]***	-0.019 (0.015)
deceased within 2 yrs	0.69 [0.61, 0.77]***	-0.021 (0.014)
deceased within 1 yr	0.68 [0.60, 0.78]***	-0.022 (0.015)
Constant	6.027 (0.230)***	1.103 (0.050)***
Fixed effect		
Individual	No	No
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.173	-
AIC	22,766.49	110,792.46
N	55,545	55,545

LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D2 — 노인장기요양보험 도입이 의료서비스 이용자의 의료비지출에 미친 영향: 3등급 대상자

	ln(HCE) HCE>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.112 (0.027)***	-0.099 (0.020)***
Treated	0.052 (0.022)*	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.051 (0.021)*	0.392 (0.016)*
t+1	0.126 (0.023)***	0.107 (0.169)***
Age	-0.035 (0.001)***	-
Female	0.136 (0.017)***	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	-0.098 (0.024)***	-
Medium	-0.143 (0.026)***	-
Higher	-0.142 (0.023)***	-
Highest	-0.076 (0.018)***	-
Rural residence	-0.017 (0.017)	-
CCI (ref.=0)		
1	0.484 (0.021)***	-
2	0.450 (0.021)***	-
≥ 3	0.900 (0.018)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.020 (0.027)	-
deceased within 3 yrs	0.083 (0.026)**	-
deceased within 2 yrs	0.139 (0.025)***	-
deceased within 1 yr	0.426 (0.026)***	-
Constant	15.091 (0.087)***	12.952 (0.009)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.075	0.001
AIC	-	-
N	52,646	52,646

ln, natural logarithm; HCE, health care expenditure; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D3 — 노인장기요양보험 도입이 의료비지출에 미친 영향: 3등급 대상자

	ln(HCE+1)	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.092 (0.050)	-0.049 (0.036)
Treated	-0.010 (0.041)***	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.163 (0.040)***	0.143 (0.028)***
t+1	0.211 (0.043)***	0.186 (0.030)***
Age	-0.065 (0.002)***	-
Female	0.314 (0.032)***	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	-0.355 (0.044)***	-
Medium	-0.344 (0.048)***	-
Higher	-0.395 (0.043)***	-
Highest	-0.123 (0.034)***	-
Rural residence	0.103 (0.031)**	-
CCI (ref.=0)		
1	1.624 (0.039)***	-
2	1.528 (0.039)***	-
≥ 3	2.132 (0.034)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	-0.165 (0.049)***	-
deceased within 3 yrs	-0.144 (0.048)**	-
deceased within 2 yrs	-0.116 (0.046)*	-
deceased within 1 yr	0.145 (0.048)**	-
Constant	16.089 (0.160)***	12.198 (0.016)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.110	0.002
AIC	-	-
N	55,545	55,545

ln, natural logarithm; HCE, health care expenditure; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D4 — 노인장기요양보험 도입이 외래서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	Outpatient visit	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	1.00 [0.88, 1.13]	-0.001 (0.015)
Treated	0.90 [0.82, 1.00]	-0.006 (0.012)
Time (ref.=t-1)		
t	1.08 [0.98, 1.20]	0.006 (0.012)
t+1	0.89 [0.80, 0.99]*	-0.007 (0.013)
Age	0.96 [0.96, 0.96]***	-0.003 (0.001)***
Female	1.21 [1.12, 1.30]***	0.011 (0.010)
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.60 [0.54, 0.67]***	-0.033 (0.013)*
Medium	0.64 [0.57, 0.72]***	-0.028 (0.015)
Higher	0.58 [0.53, 0.65]***	-0.035 (0.013)**
Highest	0.77 [0.71, 0.85]***	-0.013 (0.010)
Rural residence	1.22 [1.12, 1.32]***	0.013 (0.010)
CCI (ref.=0)		
1	4.71 [4.15, 5.34]***	0.097 (0.012)***
2	2.82 [2.55, 3.13]***	0.078 (0.012)***
≥ 3	3.45 [3.14, 3.79]***	0.086 (0.010)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.69 [0.61, 0.77]***	-0.044 (0.014)
deceased within 3 yrs	0.66 [0.59, 0.73]***	-0.036 (0.014)*
deceased within 2 yrs	0.61 [0.55, 0.68]***	-0.029 (0.015)*
deceased within 1 yr	0.56 [0.50, 0.62]***	-0.024 (0.015)**
Constant	5.599 (0.200)***	1.133 (0.050)***
Fixed effect		
Individual	No	No
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.113	-
AIC	28,579.83	110,641.64
N	55,545	55,545

LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D5 — 노인장기요양보험 도입이 외래서비스 방문 횟수에 미친 영향: 3등급 대상자

	ln(No. of visit) No. of visit>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.019(0.015)	0.011 (0.009)
Treated	-0.069 (0.013)***	-
Time (ref.=t-1)		
t	-0.023 (0.012)	-0.379 (0.007)***
t+1	-0.047 (0.013)***	-0.072 (0.007)***
Age	-0.018 (0.001)***	-
Female	0.118 (0.010)***	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	-0.106 (0.014)***	-
Medium	-0.168 (0.015)***	-
Higher	-0.194 (0.013)***	-
Highest	-0.133 (0.010)***	-
Rural residence	0.050 (0.010)***	-
CCI (ref.=0)		
1	0.379 (0.012)***	-
2	0.227 (0.012)***	-
≥ 3	0.432 (0.011)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	-0.133 (0.015)***	-
deceased within 3 yrs	-0.154 (0.015)***	-
deceased within 2 yrs	-0.173 (0.015)***	-
deceased within 1 yr	-0.167 (0.015)***	-
Constant	3.639 (0.087)***	2.414 (0.004)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.080	0.004
AIC	-	-
N	51,579	51,579

ln, natural logarithm; No., number; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D6 — 노인장기요양보험 도입이 1인당 외래서비스 평균 지출에 미친 영향

	ln(Expenditure per visit) No. of visit>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.032 (0.013)*	-0.030 (0.009)**
Treated	0.062 (0.011)***	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.027 (0.011)*	0.023 (0.007)**
t+1	0.050 (0.011)***	0.045 (0.007)***
Age	-0.016 (0.001)***	-
Female	-0.013 (0.009)	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	-0.096 (0.012)***	-
Medium	-0.077 (0.013)***	-
Higher	-0.072 (0.012)***	-
Highest	-0.034 (0.009)***	-
Rural residence	-0.039 (0.008)***	-
CCI (ref.=0)		
1	0.039 (0.010)***	-
2	0.143 (0.010)***	-
≥ 3	0.192 (0.009)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.038 (0.013)**	-
deceased within 3 yrs	0.065 (0.013)***	-
deceased within 2 yrs	0.051 (0.013)***	-
deceased within 1 yr	0.115 (0.013)***	-
Constant	11.059 (0.044)***	9.935 (0.004)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.034	0.001
AIC	-	-
N	51,579	51,579

ln, natural logarithm; No., number; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D7 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 3등급 대상자

	Hospitalization	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.85 [0.79, 0.91]***	-0.027 (0.008)***
Treated	1.10 [1.04, 1.17]***	0.015 (0.006)*
Time (ref.=t-1)		
t	1.12 [1.06, 1.18]***	0.022 (0.006)***
t+1	1.14 [1.07, 1.21]***	0.022 (0.007)***
Age	0.98 [0.98, 0.99]***	-0.003 (0.000)***
Female	1.14 [1.08, 1.19]***	0.023 (0.005)***
Income level (ref.=lowest)		
Lower	1.03 [0.96, 1.09]	0.008 (0.007)
Medium	0.99 [0.93, 1.06]	0.002 (0.008)
Higher	1.03 [0.97, 1.09]	0.008 (0.007)
Highest	1.04 [0.99, 1.09]	0.009 (0.006)
Rural residence	1.04 [0.99, 1.08]	0.006 (0.005)
CCI (ref.=0)		
1	1.61 [1.53, 1.71]***	0.087 (0.006)***
2	1.45 [1.37, 1.54]***	0.065 (0.006)***
≥ 3	2.33 [2.22, 2.44]***	0.166 (0.006)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.15 [1.07, 1.23]***	0.021 (0.008)**
deceased within 3 yrs	1.26 [1.18, 1.35]***	0.038 (0.008)***
deceased within 2 yrs	1.41 [1.32, 1.50]***	0.058 (0.008)***
deceased within 1 yr	1.94 [1.82, 2.07]***	0.127 (0.009)***
Constant	-0.323 (0.117)**	0.397 (0.027)***
Fixed effect		
Individual	No	No
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.049	-
AIC	65,707.03	69,174.5
N	55,545	55,545

LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D8 — 노인장기요양보험 도입이 재원일수에 미친 영향: 3등급 대상자

	ln(LoS) LoS>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.049 (0.041)	-0.170 (0.043)***
Treated	0.117 (0.033)***	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.116 (0.033)***	0.136 (0.033)***
t+1	0.246 (0.035)***	0.350 (0.036)***
Age	-0.003 (0.002)	-
Female	0.023 (0.027)	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.036 (0.037)	-
Medium	0.046 (0.041)	-
Higher	0.057 (0.036)	-
Highest	0.011 (0.028)	-
Rural residence	-0.074 (0.026)**	-
CCI (ref.=0)		
1	-0.067 (0.034)	-
2	0.151 (0.035)***	-
≥ 3	0.232 (0.029)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.124 (0.042)**	-
deceased within 3 yrs	0.181 (0.040)***	-
deceased within 2 yrs	0.301 (0.037)***	-
deceased within 1 yr	0.382 (0.035)***	-
Constant	2.725 (0.140)***	2.816 (0.018)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.025	0.019
AIC	-	-
N	15,197	15,197

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D9 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 지출에 미친 영향: 3등급 대상자

	ln(Inpatient expenditure) LoS>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.064 (0.034)	-0.100 (0.041)*
Treated	0.091 (0.028)**	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.079 (0.028)**	0.060 (0.032)
t+1	0.219 (0.030)***	0.252 (0.034)***
Age	-0.013 (0.001)***	-
Female	-0.020 (0.023)	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.170 (0.031)***	-
Medium	0.184 (0.034)***	-
Higher	0.217 (0.030)***	-
Highest	0.217 (0.024)***	-
Rural residence	-0.153 (0.022)***	-
CCI (ref.=0)		
1	0.004 (0.029)	-
2	0.076 (0.029)**	-
≥ 3	0.168 (0.024)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.053 (0.035)	-
deceased within 3 yrs	0.118 (0.033)***	-
deceased within 2 yrs	0.187 (0.031)***	-
deceased within 1 yr	0.349 (0.029)***	-
Constant	15.182 (0.118)***	14.507 (0.017)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.036	0.014
AIC	-	-
N	15,197	15,197

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D10 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 이용에 미친 영향: 2등급 대상자

	Hospitalization	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.73 [0.68, 0.78]***	-0.069 (0.008)***
Treated	1.43 [1.35, 1.51]***	0.076 (0.006)***
Time (ref.=t-1)		
t	1.29 [1.22, 1.37]***	0.057 (0.006)***
t+1	0.95 [0.89, 1.01]	-0.009 (0.006)
Age	0.98 [0.98, 0.98]***	-0.004 (0.0003)***
Female	1.11 [1.06, 1.16]***	0.022 (0.005)***
Income level (ref.=lowest)		
Lower	1.11 [1.04, 1.18]**	0.020 (0.007)**
Medium	1.09 [1.02, 1.17]*	0.016 (0.007)*
Higher	1.09 [1.03, 1.15]**	0.016 (0.006)*
Highest	1.16 [1.11, 1.22]***	0.032 (0.005)***
Rural residence	1.16 [1.11, 1.22]***	0.032 (0.005)***
CCI (ref.=0)		
1	1.72 [1.62, 1.83]***	0.109 (0.007)***
2	1.64 [1.55, 1.72]***	0.098 (0.006)***
≥ 3	2.80 [2.68, 2.94]***	0.226 (0.005)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.15 [1.08, 1.23]***	0.028 (0.007)***
deceased within 3 yrs	1.27 [1.20, 1.35]***	0.048 (0.007)***
deceased within 2 yrs	1.32 [1.25, 1.40]***	0.056 (0.006)***
deceased within 1 yr	1.44 [1.36, 1.52]***	0.077 (0.006)***
Constant	-0.074 (0.110)	0.477 (0.024)***
Fixed effect		
Individual	No	No
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.076	-
AIC	68207.09	65301.82
N	52,359	52,359

LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D11 — 노인장기요양보험 도입이 재원일수에 미친 영향: 2등급 대상자

	ln(LoS) LoS>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.117 (0.038)**	-0.245 (0.035)***
Treated	0.277 (0.031)***	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.080 (0.031)*	0.072 (0.028)*
t+1	0.100 (0.035)**	0.077 (0.032)*
Age	-0.006 (0.002)***	-
Female	0.112 (0.025)***	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.253 (0.037)***	-
Medium	0.186 (0.039)***	-
Higher	0.239 (0.034)***	-
Highest	0.249 (0.028)***	-
Rural residence	-0.091 (0.027)***	-
CCI (ref.=0)		
1	0.014 (0.036)	-
2	0.288 (0.032)***	-
≥ 3	0.450 (0.027)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.089 (0.038)*	-
deceased within 3 yrs	0.205 (0.034)***	-
deceased within 2 yrs	0.115 (0.032)***	-
deceased within 1 yr	0.198 (0.030)***	-
Constant	3.272 (0.128)***	3.593 (0.015)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.035	0.007
AIC	-	-
N	18,661	18,661

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D12 — 노인장기요양보험 도입이 입원서비스 지출에 미친 영향: 2등급 대상자

	ln(Inpatient expenditure) LoS>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.142 (0.033)***	-0.243 (0.033)***
Treated	0.220 (0.027)***	-
Time (ref.=t-1)		
t	0.036 (0.027)	-0.018 (0.027)
t+1	0.125 (0.030)***	0.048 (0.030)
Age	-0.016 (0.001)***	-
Female	0.037 (0.021)	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.273 (0.031)***	-
Medium	0.225 (0.033)***	-
Higher	0.296 (0.029)***	-
Highest	0.329 (0.024)***	-
Rural residence	-0.130 (0.023)***	-
CCI (ref.=0)		
1	0.069 (0.031)*	-
2	0.170 (0.028)***	-
≥ 3	0.330 (0.023)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.072 (0.033)*	-
deceased within 3 yrs	0.134 (0.029)***	-
deceased within 2 yrs	0.093 (0.027)***	-
deceased within 1 yr	0.191 (0.026)***	-
Constant	15.609 (0.110)***	15.075 (0.014)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.042	0.013
AIC	-	-
N	18,661	18,661

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D13 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 이용에 미친 영향: 2등급 대상자

	Hospitalization in LTCH	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.80 [0.73, 0.88]***	-0.023 (0.006)***
Treated	1.52 [1.41, 1.63]***	0.042 (0.005)***
Time (ref.=t-1)		
t	1.42 [1.32, 1.53]***	0.041 (0.005)***
t+1	1.17 [1.08, 1.28]***	0.019 (0.005)***
Age	0.99 [0.99, 1.00]***	-0.001 (0.0002)***
Female	1.25 [1.18, 1.32]***	0.022 (0.003)***
Income level (ref.=lowest)		
Lower	1.43 [1.32, 1.56]***	0.035 (0.005)***
Medium	1.46 [1.34, 1.60]***	0.036 (0.006)***
Higher	1.48 [1.37, 1.60]***	0.038 (0.005)***
Highest	1.50 [1.41, 1.60]***	0.041 (0.004)***
Rural residence	1.02 [0.95, 1.08]	0.002 (0.004)
CCI (ref.=0)		
1	1.43 [1.31, 1.57]***	0.031 (0.005)***
2	1.91 [1.77, 2.05]***	0.065 (0.005)***
≥ 3	3.21 [3.02, 3.41]***	0.143 (0.004)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.24 [1.14, 1.35]***	0.022 (0.006)***
deceased within 3 yrs	1.45 [1.35, 1.57]***	0.044 (0.006)***
deceased within 2 yrs	1.37 [1.28, 1.48]***	0.035 (0.005)***
deceased within 1 yr	1.55 [1.45, 1.66]***	0.052 (0.005)***
Constant	-2.743 (0.146)***	-0.078 (0.019)
Fixed effect		
Individual	No	No
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.071	-
AIC	46,368.84	44,375.19
N	52,359	52,359

LTCH, long-term care hospital; LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D14 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 재원일수에 미친 영향: 2등급 대상자

	ln(LoS) LoS>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.061 (0.050)	-0.206 (0.048)***
Treated	0.093 (0.042)*	-
Time (ref.=t-1)		
t	-0.022 (0.043)	0.020 (0.040)
t+1	0.278 (0.046)***	0.229 (0.044)***
Age	0.001 (0.002)	-
Female	0.089 (0.032)**	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.191 (0.048)***	-
Medium	0.224 (0.050)***	-
Higher	0.234 (0.044)***	-
Highest	0.191 (0.037)***	-
Rural residence	-0.102 (0.036)**	-
CCI (ref.=0)		
1	0.090 (0.051)	-
2	0.259 (0.042)***	-
≥ 3	0.374 (0.035)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.030 (0.048)	-
deceased within 3 yrs	0.091 (0.042)*	-
deceased within 2 yrs	0.108 (0.040)**	-
deceased within 1 yr	0.046 (0.038)	-
Constant	3.516 (0.167)***	4.240 (0.020)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.032	0.023
AIC	-	-
N	8,476	8,476

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D15 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원 지출에 미친 영향: 2등급 대상자

	ln(Inpatient expenditure) LoS>0	
	OLS (1)	OLS with FE (2)
DD estimate		
τ	-0.076 (0.052)	-0.238 (0.051)***
Treated	0.106 (0.044)*	-
Time (ref.=t-1)		
t	-0.009 (0.045)	-0.012 (0.042)
t+1	0.347 (0.048)***	0.272 (0.047)***
Age	-0.003 (0.002)	-
Female	0.076 (0.034)*	-
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.276 (0.050)***	-
Medium	0.329 (0.052)***	-
Higher	0.339 (0.046)***	-
Highest	0.313 (0.039)***	-
Rural residence	-0.130 (0.037)***	-
CCI (ref.=0)		
1	0.081 (0.053)	-
2	0.255 (0.044)***	-
≥ 3	0.404 (0.037)***	-
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	0.009 (0.050)	-
deceased within 3 yrs	0.089 (0.044)*	-
deceased within 2 yrs	0.100 (0.042)*	-
deceased within 1 yr	0.054 (0.040)	-
Constant	14.703 (0.174)***	15.187 (0.022)***
Fixed effect		
Individual	No	Yes
Time	Yes	Yes
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.042	0.026
AIC	-	-
N	8,476	8,476

ln, natural logarithm; LoS, length of stay; OLS, ordinary least square; FE, fixed effect; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
coefficients presented for OLS (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D16 — 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 1

	Hospitalization with 181 days+	
	Sub-group 1: OOP< ₩ 2M at t-1	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.79 [0.66, 0.95]*	-0.012 (0.011)
Treated	1.39 [1.18, 1.62]***	0.017 (0.008)*
Time (ref.=t-1)		
t	1.32 [1.13, 1.54]***	0.027 (0.008)***
t+1	2.82 [2.42, 3.29]***	0.096 (0.009)***
Age	0.99 [0.98, 0.99]***	-0.001 (0.0004)*
Female	1.23 [1.11, 1.37]***	0.021 (0.007)**
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.76 [0.66, 0.88]***	-0.025 (0.010)*
Medium	0.77 [0.66, 0.90]**	-0.025 (0.011)*
Higher	0.77 [0.67, 0.88]***	-0.022 (0.010)*
Highest	0.70 [0.62, 0.78]***	-0.031 (0.008)***
Rural residence	0.96 [0.86, 1.08]	-0.005 (0.008)
CCI (ref.=0)		
1	1.18 [1.01, 1.37]*	0.015 (0.009)
2	1.53 [1.35, 1.73]***	0.039 (0.008)***
≥ 3	1.78 [1.60, 1.99]***	0.058 (0.008)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.35 [1.15, 1.58]***	0.022 (0.010)*
deceased within 3 yrs	1.70 [1.49, 1.95]***	0.044 (0.010)***
deceased within 2 yrs	1.70 [1.49, 1.93]***	0.041 (0.009)***
deceased within 1 yr	1.95 [1.73, 2.20]***	0.053 (0.009)***
Constant	-2.958 (0.260)***	0.136 (0.034)***
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.047	-
AIC	17,746.57	21,071.64
N	46,644	46,644

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

OOP, out-of-pocket payment; M, million; LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D17 — 노인장기요양보험 도입이 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 2

	Hospitalization with 181 days+	
	Sub-group 2: OOP ≥ ₩ 2M at t-1	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.83 [0.65, 1.06]	0.017 (0.043)
Treated	1.14 [0.94, 1.38]	-0.002 (0.039)
Time (ref.=t-1)		
t	0.09 [0.07, 0.11]***	-0.466 (0.038)***
t+1	0.62 [0.51, 0.77]***	-0.131 (0.040)**
Age	1.04 [1.03, 1.05]***	0.005 (0.002)***
Female	1.38 [1.19, 1.60]***	0.042 (0.021)*
Income level (ref.=lowest)		
Lower	1.18 [0.80, 1.74]	0.009 (0.056)
Medium	1.28 [0.86, 1.90]	0.044 (0.056)
Higher	1.39 [0.95, 2.03]	0.047 (0.054)
Highest	1.29 [0.89, 1.86]	0.033 (0.052)
Rural residence	0.92 [0.78, 1.09]	-0.027 (0.027)
CCI (ref.=0)		
1	0.97 [0.74, 1.28]	-0.005 (0.035)
2	1.68 [1.35, 2.09]***	0.060 (0.031)
≥ 3	2.12 [1.76, 2.57]***	0.089 (0.026)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.12 [0.91, 1.39]	0.024 (0.034)
deceased within 3 yrs	1.18 [0.98, 1.43]	0.030 (0.031)
deceased within 2 yrs	1.36 [1.13, 1.63]**	0.059 (0.031)
deceased within 1 yr	1.35 [1.13, 1.61]***	0.060 (0.028)*
Constant	-3.799 (0.417)***	0.122 (0.126)
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.281	-
AIC	7,700.16	8,145.08
N	5,715	5,715

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

OOP, out-of-pocket payment; M, million; LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D18 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 1

	Hospitalization with 181 days+ at LTCH	
	Sub-group 1: OOP< ₩ 2M at t-1	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.79 [0.65, 0.96]*	-0.014 (0.012)
Treated	1.33 [1.12, 1.58]**	0.015 (0.009)
Time (ref.=t-1)		
t	1.48 [1.25, 1.75]***	0.039 (0.009)***
t+1	3.14 [2.65, 3.71]***	0.107 (0.010)***
Age	0.99 [0.98, 1.00]**	-0.001 (0.001)
Female	1.30 [1.16, 1.46]***	0.027 (0.008)***
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.79 [0.67, 0.92]**	-0.022 (0.011)*
Medium	0.80 [0.68, 0.94]**	-0.024 (0.012)*
Higher	0.77 [0.67, 0.89]***	-0.026 (0.011)*
Highest	0.69 [0.62, 0.78]***	-0.032 (0.009)***
Rural residence	0.95 [0.84, 1.07]	-0.006 (0.009)
CCI (ref.=0)		
1	1.18 [1.00, 1.38]*	0.017 (0.010)
2	1.46 [1.28, 1.67]***	0.034 (0.009)***
≥ 3	1.79 [1.60, 2.02]***	0.059 (0.009)***
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.34 [1.13, 1.59]***	0.024 (0.012)*
deceased within 3 yrs	1.70 [1.47, 1.97]***	0.044 (0.011)***
deceased within 2 yrs	1.79 [1.56, 2.05]***	0.048 (0.011)***
deceased within 1 yr	1.94 [1.70, 2.21]***	0.053 (0.010)***
Constant	-3.658 (0.279)***	0.099 (0.038)**
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.048	-
AIC	15,911.42	20,219.54
N	46,644	46,644

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

LTCH, long-term care hospital; OOP, out-of-pocket payment; M, million; LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion
Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D19 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 장기입원에 미친 영향: 하위그룹분석 2

	Hospitalization with 181 days+ at LTCH	
	Sub-group 2: OOP ≥ ₩ 2M at t-1	
	Logit (1)	LPM (2)
DD estimate		
τ	0.81 [0.63, 1.03]	0.014 (0.043)
Treated	1.07 [0.88, 1.29]	-0.013 (0.039)
Time (ref.=t-1)		
t	0.11 [0.09, 0.14]***	-0.411 (0.038)***
t+1	0.75 [0.61, 0.93]**	-0.097 (0.040)*
Age	1.04 [1.03, 1.05]***	0.005 (0.002)**
Female	1.35 [1.17, 1.57]***	0.037 (0.021)
Income level (ref.=lowest)		
Lower	1.10 [0.74, 1.64]	0.014 (0.054)
Medium	1.33 [0.89, 1.99]	0.056 (0.055)
Higher	1.37 [0.93, 2.02]	0.052 (0.052)
Highest	1.33 [0.91, 1.94]	0.048 (0.051)
Rural residence	0.93 [0.78, 1.10]	-0.019 (0.027)
CCI (ref.=0)		
1	0.99 [0.75, 1.31]	0.001 (0.035)
2	1.61 [1.29, 2.01]***	0.059 (0.030)
≥ 3	2.00 [1.64, 2.42]***	0.078 (0.026)**
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 4 yrs	1.11 [0.90, 1.38]	0.028 (0.033)
deceased within 3 yrs	1.20 [1.00, 1.45]	0.036 (0.031)
deceased within 2 yrs	1.24 [1.03, 1.50]*	0.051 (0.030)
deceased within 1 yr	1.32 [1.11, 1.57]**	0.053 (0.028)
Constant	-3.987 (0.421)***	0.084 (0.121)
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.241	-
AIC	7,384.52	7,663.43
N	5,715	5,715

Note: t-1 refers the first 6 month in 2008, period before introducing the long-term care insurance

LTCH, long-term care hospital; OOP, out-of-pocket payment; M, million; LPM, linear probability model; DD, difference-in-difference; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yr, year; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D20 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향

	Utilization of long-term care facilities	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>T</i>	2.79 [1.90, 4.08]***	0.156 (0.033)***
LoS (ref.=under 180 days)		
181~360 days	0.98 [0.53, 1.81]	-0.021 (0.048)
361 days and more	0.84 [0.41, 1.72]	-0.027 (0.051)
<i>T</i> × <i>LoS</i>		
<i>T</i> × <i>LoS</i> (181~360 days)	1.19 [0.59, 2.41]	0.049 (0.063)
<i>T</i> × <i>LoS</i> (361 days and over)	2.35 [1.04, 5.29]*	0.169 (0.069)*
Age	1.02 [1.00, 1.04]	0.003 (0.002)
Female	0.72 [0.53, 0.98]*	-0.062 (0.030)*
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.80 [0.50, 1.28]	-0.035 (0.049)
Medium	0.93 [0.59, 1.48]	-0.016 (0.051)
Higher	0.50 [0.32, 0.79]**	-0.107 (0.044)*
Highest	0.72 [0.50, 1.06]	-0.057 (0.039)
Rural residence	1.04 [0.74, 1.46]	0.018 (0.031)
CCI (ref.=0, 1)		
2	0.83 [0.55, 1.25]	-0.032 (0.040)
≥3	0.87 [0.62, 1.22]	-0.022 (0.033)
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 5 yrs	1.12 [0.74, 1.72]	0.023 (0.047)
deceased within 4 yrs	0.76 [0.52, 1.12]	-0.036 (0.038)
deceased within 3 yrs	0.78 [0.53, 1.15]	-0.020 (0.036)
deceased within 2 yrs	0.71 [0.49, 1.03]	-0.049 (0.037)
No. of LTCH beds	0.98 [0.97, 0.99]***	-0.003 (0.001)**
No. of LTCF beds	1.02 [1.01, 1.03]**	0.003 (0.001)*
Constant	-1.913 (0.848)*	0.150 (0.163)
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.129	-
AIC	1,518.49	1,444.46
<i>N</i>	1,265	1,265

LPM, linear probability model; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yrs, years; No., number; LTCH, long-term care hospital; LTCF, long-term care facility; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D21 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향: 하위그룹 분석 - 병상가동률 80% 미만

	Utilization of long-term care facilities	
	Sub-group 1: BOR<80%	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>T</i>	3.76 [1.99, 7.09]***	0.189 (0.062)**
LoS (ref.=under 180 days)		
181~360 days	1.18 [0.39, 3.54]	0.026 (0.096)
361 days and more	0.99 [0.25, 3.96]	-0.007 (0.150)
<i>T</i> ×LoS		
<i>T</i> ×LoS (181~360 days)	0.88 [0.25, 3.08]	-0.024 (0.119)
<i>T</i> ×LoS (361 days and over)	1.05 [0.20, 5.50]	0.014 (0.178)
Age	1.03 [0.99, 1.06]	0.004 (0.004)
Female	0.76 [0.45, 1.31]	-0.033 (0.056)
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.81 [0.36, 1.80]	-0.019 (0.085)
Medium	0.56 [0.24, 1.31]	-0.095 (0.094)
Higher	0.56 [0.25, 1.24]	-0.094 (0.087)
Highest	0.60 [0.32, 1.13]	-0.080 (0.070)
Rural residence	1.39 [0.76, 2.54]	0.058 (0.066)
CCI (ref.=0, 1)		
2	0.81 [0.40, 1.67]	-0.033 (0.078)
≥ 3	0.75 [0.41, 1.35]	-0.047 (0.064)
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 5 yrs	1.00 [0.48, 2.10]	-0.001 (0.088)
deceased within 4 yrs	0.28 [0.14, 0.56]***	-0.185 (0.069)**
deceased within 3 yrs	0.59 [0.28, 1.22]	-0.086 (0.074)
deceased within 2 yrs	0.37 [0.19, 0.69]**	-0.152 (0.068)*
No. of LTCH beds	0.97 [0.95, 0.99]**	-0.005 (0.002)*
No. of LTCF beds	1.02 [1.00, 1.04]*	0.003 (0.002)
Constant	-2.215 (1.549)	0.168 (0.308)
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.188	-
AIC	528.45	513.22
<i>N</i>	434	434

BOR, bed occupancy rate; LPM, linear probability model; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yrs, years; No., number; LTCH, long-term care hospital; LTCF, long-term care facility; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

표 D22 — 노인장기요양보험 도입이 요양병원 입원환자의 장기요양 시설 이용에 미친 영향: 하위그룹 분석 - 병상가동률 80% 이상

	Utilization of long-term care facilities	
	Sub-group 2: BOR ≥ 80%	
	Logit (1)	LPM (2)
<i>T</i>	2.40 [1.47, 3.92]***	0.128 (0.044)**
LoS (ref.=under 180 days)		
181~360 days	0.91 [0.43, 1.93]	-0.023 (0.061)
361 days and more	0.76 [0.32, 1.80]	-0.028 (0.060)
<i>T</i> ×LoS		
<i>T</i> ×LoS (181~360 days)	1.39 [0.58, 3.33]	0.070 (0.080)
<i>T</i> ×LoS (361 days and over)	3.22 [1.23, 8.46]*	0.217 (0.081)**
Age	1.01 [0.99, 1.04]	0.002 (0.003)
Female	0.72 [0.49, 1.06]	-0.061 (0.038)
Income level (ref.=lowest)		
Lower	0.73 [0.40, 1.33]	-0.052 (0.063)
Medium	1.19 [0.67, 2.11]	0.031 (0.065)
Higher	0.47 [0.27, 0.83]**	-0.110 (0.056)*
Highest	0.76 [0.47, 1.25]	-0.044 (0.051)
Rural residence	0.92 [0.60, 1.41]	-0.005 (0.040)
CCI (ref.=0, 1)		
2	0.82 [0.49, 1.37]	-0.033 (0.050)
≥ 3	0.94 [0.61, 1.44]	-0.013 (0.041)
PTD (ref.=deceased after 5 yrs)		
deceased within 5 yrs	1.32 [0.78, 2.25]	0.047 (0.058)
deceased within 4 yrs	1.28 [0.80, 2.07]	0.045 (0.049)
deceased within 3 yrs	1.04 [0.65, 1.67]	0.016 (0.046)
deceased within 2 yrs	1.10 [0.69, 1.77]	0.022 (0.046)
No. of LTCH beds	0.98 [0.97, 1.00]*	-0.002 (0.001)
No. of LTCF beds	1.02 [1.00, 1.04]	0.003 (0.002)
Constant	-2.110 (1.056)*	0.118 (0.206)
Fit statistics		
(Pseudo-) R-square	0.143	-
AIC	991.84	948.74
<i>N</i>	831	831

BOR, bed occupancy rate; LPM, linear probability model; LoS, length of stay as of June 30 in 2008; ref., reference; CCI, Charlson co-morbidity index; PTD, proximity to death; yrs, years; No., number; LTCH, long-term care hospital; LTCF, long-term care facility; AIC, Akaike information criterion

Odds ratio presented for logit model (95% confidence limits in brackets) and coefficients presented for LPM (standard error in parentheses)

* significant at the 5% level (p-value<0.05)

** significant at the 1% level (p-value<0.01)

*** significant at the 0.1% level (p-value<0.001)

부록 E. 국내외 선행연구 요약

표 E1 — 장기요양서비스가 의료서비스 이용에 미치는 영향을 살펴본 국내·외 선행연구

저자	국가	연구목적 및 내용	연구방법	결과변수	연구 결과*	연구 합의
Costa-Font et al. (2018)	스페인	2007년 확대된 장기요양서비스(SAAD)에 대한 공공 보조금 확대가 병원 서비스 이용에 미치는 영향을 확인하고자 함	Quasi-Experimental study - Two-part Model - DID (실험군: 수급자, 대조군: 비수급자)	병원 입원 의료서비스 이용 재원 일수	- - -	<ul style="list-style-type: none"> 장기요양서비스 수혜자들에게서 입원 및 의료이용이 감소하였으며 이는 전체 의료비의 11%에 해당함 의료비 지출 감소를 위해서는 의료서비스와 장기요양서비스 간 조정(co-ordination)이 강화될 것을 강조함
Gaughan et al. (2015)	영국	2009-2013년의 병원 지연 퇴원에 관한 지방 정부 수준(level)의 데이터를 활용하여 Nursing and care home 공급의 증가가 병원의 지연 퇴원을 감소시키는지 살펴보고자 함	패널 분석 (Panel data model)	환자의 지연 퇴원	-	<ul style="list-style-type: none"> 환자의 지연 퇴원은 장기요양시설의 가용성에 반응하지만 그 효과는 완만하게 나타남 약 10%의 장기요양시설의 증가는 social care의 지연 퇴원을 약 6-9% 감소시켰으며 이와 같은 효과에는 지역 간 파급효과(spillover effects)가 존재한다는 사실을 발견함 또한 care home의 가격이 환자에게 영향을 미친다는 사실을 발견하여 care home간의 경쟁을 장려하고 가격을 낮추는 정책의 필요성을 제시함
Lichtenberg (2012)	미국	주정부 수준의 데이터를 활용하여 재가 서비스가 병원 서비스의 대체제가 될 수 있는지에 대해 확인하고자 함	패널 분석 (Panel data model)	입원 의료서비스 이용 재원 일수	0 -	<ul style="list-style-type: none"> 환자 수준의 데이터와 지역 수준의 종단 데이터를 활용하여 패널 분석을 시행한 결과 재가 서비스 이용 증가와 의료서비스 이용 증가 사이의 유의미한 관계는 발견하지 못하였으나 재가 서비스를 통해 재원일 수는 크게 감소하는 경향을 보임 특히 Major Diagnostic Categories에서의 평균 재원일수가 크게 감소하는 경향을 보임
Deraas et al. (2011)	노르웨이	장기요양서비스의 이용과 의료서비스 이용 사이의 관계를 탐구하고자 함	National Population-based Observational study -Linear regression model	입원 비율	-	<ul style="list-style-type: none"> 장기요양서비스 이용과 의료서비스 이용 사이의 연관성은 통계적으로는 유의하나 전반적으로 약하게 나타남
Forder (2009)	영국	재가 서비스와 의료 서비스의 관계를 탐구하고 현재 상황에서 재가 서비스와 의료 서비스가 대체되는 정도를 측정하고자 함	GMM, GEE Model, Two-part Model, Tobit Model	의료서비스 이용	-	<ul style="list-style-type: none"> 본 연구는 재가 서비스와 의료서비스 이용이 비용 측면에서는 거의 동일한 비율로 대체되는 관계임을 보여줌 이러한 비용 효과를 상쇄한 후 재가 서비스 이용으로 얻는 건강 결과가 의료서비스의 미이용으로 생기는 손실보다 크다면 의료서비스에서 재가 서비스로 자원이 이전되는 것이 바람직함을 밝힘
이호용 외 (2015)	한국	노인장기요양보험 제도의 도입으로 의료비 절감의 효과가 있는지	Quasi-Experimental study -DID+PSM(1:1)	1인당 평균 의료비 지출	-	<ul style="list-style-type: none"> 노인장기요양보험 수급자는 비 수급자보다 총 진료비와 입원 진료비에서는 의료이용을 적게 한 것으로 나타남. 즉,

		살펴보고자 함	(실험군: 수급자, 대조군: 비수급자)			<p>노인장기요양보험 도입으로 입원 진료비는 의료이용 감소라는 효과가 나타남</p> <ul style="list-style-type: none"> 반면, 외래와 약국에서는 의료이용이 증가한 것으로 분석되어 외래와 약제비는 수급자의 지출이 더 높은 것으로 나타남
Hyun et al. (2014)	한국	한국의 노인장기요양보험이 의원과 병원에서의 재원 일수에 미치는 영향을 확인하고자 함	Quasi-Experimental study -DID (실험군: 수급자, 대조군: 비수급자)	재원 일수	-	<ul style="list-style-type: none"> 노인장기요양보험 수급자의 재원 일수가 비 수급자보다 1.27일 더 길었지만, 이는 수급자의 등급별로 차이를 보임. 1, 2등급의 수급자에게서는 각각 8.35일, 2.84일의 재원일수가 감소했지만 3등급의 수혜자에게서는 재원일수가 감소하지 않음. 1, 2등급의 수급자는 3등급 수급자와 달리 장기요양서비스를 제공하는 기관으로부터 서비스를 제공받을 수 있기 때문에 상대적으로 의료서비스를 이용하는 것보다 본인부담금이 적고 이로인해 연구 결과와 같은 현상이 나타난 것으로 예상됨
Kim et al. (2014)	한국	장기요양서비스와 비공식 돌봄의 대체 가능성을 보고, 장기요양서비스 도입에 따른 의료이용 및 의료비 지출의 영향을 살펴보고자 함	Regression of discontinuity (Threshold score = 50, 55, 70, 95)	의료 서비스 이용 의료비 지출	0 -	<ul style="list-style-type: none"> 장기요양서비스에 대한 정부 보조금이 의료 서비스 이용과 의료비 지출에 미치는 단기적인 영향을 살펴본 결과 수급자의 등급에 따라 장기요양보험제도의 역할이 서로 다르게 작용한다는 점을 발견함 대체로 장기요양시설 이용 비용이 증가하면 재가 서비스 이용이 증가한다는 사실을 발견하였으며 이러한 이동은 비공식 돌봄에는 영향이 없었으나 의료비 지출은 상당히 감소하는 경향을 보임(입원 비용의 감소)
김동환 외 (2013)	한국	급성기 병원과 장기요양시설이라는 외부 환경이 개별 요양병원 운영에 미치는 영향을 분석하고 요양병원이 보건의료체계 내에서 어떠한 역할을 수행하고 있는지 실증적으로 드러내고자 함	다중회귀분석	병상 당 환자 수 환자 당 입원일수 일당진료비	- - -	<ul style="list-style-type: none"> 장기요양시설과 요양병원 사이에는 대체관계와 경쟁관계가 존재하였으며 급성기병원과 요양병원 사이에는 대체관계가 존재함 요양병원, 급성기병원, 장기요양시설 간 유사한 환자에 대한 경쟁 및 대체관계가 드러났으므로 각 기관의 역할 및 기능 재설정과 노인의 요구를 충족할 수 있는 협력 및 조정체계 구축의 필요성이 대두됨
김명화 외 (2013)	한국	장기요양서비스가 의료서비스 이용에 미치는 영향을 분석하고 두 서비스 간의 관계를 밝히고자 하였으며 이를 통해 노인에게 적절하고 포괄적인 서비스 제공 및 장기요양제도 시행에 있어 중요한 정책 결정의 근거 자료를 마련하고자 함	Two-part model IV-probit, 2SLS	급성기 병원 이용 요양병원 이용	+ -	<ul style="list-style-type: none"> 장기요양서비스 이용이 의료이용에 미치는 영향은 급성기 병원 이용과 요양병원 이용 간 다르게 나타남 장기요양서비스를 이용함에 따라 급성기 병원을 이용할 가능성 및 의료비 지출에는 양의 영향이 존재했으나 그 영향 정도는 크지 않았으며, 요양병원 이용 가능성 및 의료비 지출에는 음의 영향을 미침
한남경 외 (2013)	한국	노인장기요양보험제도 도입에 따른 의료비 변화 및 영향요인을	Quasi-Experimental study -DID+PSM(1:4)	1인당 평균 의료비 지출	-	<ul style="list-style-type: none"> 분석 결과 노인장기요양보험 수급자의 연간 1인당 평균 총 진료비는 비 수급자에 비해 61.85% 감소함

		분석하고자 하였으며 이를 통하여 노인장기요양보험제도와 건강보험 및 의료급여제도가 발전할 수 있는 정책적 대안을 마련하고자 함	(실험군: 수급자, 대조군: 비수급자)			<ul style="list-style-type: none"> ▪ 그러나 노인장기요양보험제도와 건강보험제도가 별도로 운영되고 있어 의료와 장기요양서비스의 중복 및 남용 등으로 향후 급여비 지출이 증가할 가능성이 존재함 ▪ 따라서, 수발이 필요한 요양시설 대상자와 의료적 처치가 필요한 의료 서비스 대상자의 범위와 기준을 구분하여 사전에 적용할 필요성이 제기됨
현경래 외 (2012)	한국	노인장기요양보험 수급자를 대상으로 장기요양 급여를 통한 기능상태 변화 측정 및 이와 관련된 요인을 파악함으로써 제도 도입 효과에 대한 근본적인 효과를 평가하고자 함	로지스틱 회귀분석 (Logistic Regression)	수급자 기능상태	+	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 분석 결과 2009년 수혜자의 기능 상태가 2008년과 비교해 전체 항목에서 개선된 모습을 보였으며 특히 일상생활기능, 행동변화, 제왕, 수단적 일상생활기능, 인지기능, 간호처치 항목 순으로 개선 정도가 큰 것으로 나타남 ▪ 노인장기요양보험 수급자의 등급 및 장기요양 이용 서비스의 종류에 따라 기능상태 변동 요인에 다소 차이가 존재하나 공통적으로 1, 2, 3등급 모두에서 방문요양 이용 횟수가 증가할수록 일상생활기능 항목의 기능상태가 유의하게 개선되며 주·야간 보호 이용일수가 증가할수록 행동 변화 항목에서의 기능상태가 유의하게 개선됨

* +: 양의 상관관계, 0: 통계적 유의성 없음, -: 음의 상관관계

Abstracts

The effects of long-term care insurance on the utilization of medical and long-term care services by older people

CHO YOON-MIN

**Department of Health Policy and Management
The Graduate School of Public Health
Seoul National University**

South Korea has seen unprecedented population aging due to decreasing fertility and increasing life expectancy. The public Long-term Care Insurance (LTCI), which provided home and institutional care, was introduced in July 2008 in order to assist older people with cognitive and functional impairment with the activities of daily living. The main purpose of LTCI is to contribute to healthy aging of older people by providing timely and appropriate care services. Furthermore, the

introduction of the LTCI in South Korea is expected to improve the distributional efficiency by reducing older people's long-term stays in hospitals (also referred to as social admissions), which is considered medically unnecessary, due to social reasons such as an absence of the in-home caregiver. Even though older people's long-term stay was partially reduced after the LTCI introduction, the number of hospitalizations has been increasing in hospitals (especially for long-term care hospital). Therefore, the further study is needed to investigate whether the LTCI introduction directly impacted the reduced number of social admissions.

This study aimed to evaluate the effect of the LTCI introduction on older people's utilization of health care services including outpatient visits, inpatient services, and longer stay (181 days and more) in hospitals by implementing a quasi-experiment design with a generalized difference-in-difference method using the National Health Insurance Service's medical claims data of people aged 65 and over in South Korea. Secondly, it examined the effects of the LTCI introduction on utilization of long-term care services by the older people hospitalized in long-term care hospitals (LTCH). In particular, whether the medical fee reduction, which is the penalty for extended hospital stays, has affected the long-term care services utilization by the LTCH patients was evaluated.

The results showed that the introduction of LTCI did not change the use of medical services, although the medical costs of older people who

used medical services at least once decreased by 9.4%. The results of analyzing the use of medical service in outpatient and inpatient service are as follows. First, the utilization of outpatient services and the number of visits did not change but the average expenditure per visit decreased by 3.0%. For the inpatient services, hospitalization decreased by 2.7% as a result of LTCI introduction. Length of stay and inpatient expenses decreased by 15.6% and 9.5%, respectively. For older people with LTC grade 2, of whom qualify to use long-term care facilities (LTCF), hospitalization with longer stay decreased 1.6% due to introduction of LTCI. Almost identical results were observed for the analysis of longer-stay in LTCH only. According to the result of the sub-group analyses, which were to confirm whether the effect of LTCI introduction on hospitalization with longer stay differs depending on the exemption of out-of-pocket payments by the copayments ceiling policy, the effect of LTCI introduction on reduction of hospitalization with longer stay did not show a statistically significant result in the group exempting OOP.

In the analyses of the effect of the introduction of LTCI on the utilization of LTCF for patients admitted to the LTCHs, LTCF uses of the treatment group was 19.9% higher than that of the comparison group. In order to estimate the effect of the medical fee reduction policy, an interaction term between the policy treatment and medical fee reduction was introduced in the model. Study results indicated that the 5% reduction of the medical fee (hospitalization with 181-360 days) did not affect the use of LTCF of the treatment group. On the other hand,

a 10% reduction (hospitalization with 361 days and over) increased the LTCF utilization while the same results were not observed for patients who were admitted to the hospitals whose bed occupancy rate was less than 80%.

In summary, the LTCI introduction in South Korea increased the use of long-term care services while the use of inpatient services decreased. In particular, the LTCI introduction reduced the hospitalization with longer stay, which suggests that some social admission was substituted for LTCF utilization. On the other hand, the reduction of hospitalization with longer stay did not appear in the group exempting OOP, suggesting that the co-payment ceiling policy is a factor that encourages to continue hospitalization with extended stays in hospitals. The effect of medical fee reduction policy to induce supply-side disincentives for preventing longer-stay in hospital was limited. The 5% reduction of medical fee was not effective.

In conclusion, in order to improve the care continuity between medical services and long-term care and to reduce hospitalization with long-term stay, it is necessary to reform the out-of-pocket exemption policy and medical fee reduction policy as penalty for long-term stay in long-term care hospital.

Keywords: Long-term care insurance, delayed discharge, pro-longed stay, long-term care hospital

Student Number: 2015-31288